



**Juho Kallioniemi**

**KULLAN HINNAN JA MAKROTALouden TEKIJÖIDEN VÄLINEN YHTEYS**

Pro gradu -tutkielma  
Taloustieteen maisteriohjelma  
Elokuu 2020

Yksikkö Taloustiede			
Tekijä Kallioniemi Juho		Työn valvoja Pikkarainen P., työelämäprofessori	
Työn nimi Kullan hinnan ja makrotalouden tekijöiden välinen yhteys			
Oppiaine Taloustiede	Työn laji Pro gradu	Aika Elokuu 2020	Sivumäärä 102 + 4 kpl liitteitä
<p>Tiivistelmä</p> <p>Tässä pro gradu -tutkielmassa käsitellään kullan hinnan ja 11 makrotalouden tekijän välistä yhteyttä. Kullalla on ainutlatuinen asema talousjärjestelmässä turvasatamana ja varantovaluuttana, minkä vuoksi on kiinnostavaa tarkastella mitkä makrotalouden tekijät vaikuttavat sen hinnan kehitykseen. Tutkimuksessa testataan tilastollisesti kullan hinnan ja makrotalouden tekijöiden välistä suhdetta lyhyellä ja pitkällä aikavälillä.</p> <p>Työn tavoitteena on selvittää mitkä makrotalouden tekijät ennakoivat kullan hintaa, ennakoiko kullan hinta makrotalouden tekijöitä, ja millainen on kullan asema makrotaloudessa. Tutkimusaineisto koostuu Yhdysvaltojen kuukausittaisista makrotalouden aikasarjoista. Tutkittava ajanjakso ulottuu tammikuusta 1972 kesäkuuhun 2019. Pitkän aikavälin relaatioita tarkastellaan yhteisintegroituvuuden avulla. Yhteisintegroituvuutta testataan Engle–Grangerin (1987) ja Johansenin (1988) menetelmillä. Lyhyen aikavälin relaatioita tarkastellaan Granger-kausaliiteetin ja impulssivastefunktioiden avulla. Granger-kausaliiteetin avulla tutkitaan ennakoivatko muutokset kullan hinnassa ja makrotalouden tekijöissä toisiaan. Impulssivastefunktioiden avulla tarkastellaan näiden vaikutusten suuntaa ja suuruutta.</p> <p>Tulokset tukevat aikaisempien tutkimusten havaintoja, sillä kullan hinnan kehityksen kannalta merkittävimmät makrotalouden tekijät vaikuttavat olevan hinta- ja korkotaso, rahan tarjonta sekä öljyn hinta. Mielenkiintoista on, että osakemarkkinoiden merkitys kullan hinnan kehitykselle on vähäinen. Kullan hinta on yhteisintegroitunut muun muassa pitkän koron, rahan tarjonnan ja teollisuustuotannon kanssa koko tutkimusajanjaksolla. Granger-kausaliiteettien tarkastelu osoittaa, että kullan hinnan muutosta ennakoivat inflaatio, korot, luotonanto ja rahan tarjonta. Vastaavasti muutokset kullan hinnassa vaikuttavat ennakoivan korkojen, luotonannon, rahan tarjonnan, inflaation, teollisuustuotannon sekä öljyn hinnan muutoksia. Kausaalisuus on parhaimmillaan kaksisuuntaista. Impulssivastefunktioiden kuvaajien tarkastelu osoittaa, että kullan hinnan ja korkomuuttujien reaktiot toistensa muutoksiin ovat pääsääntöisesti negatiivisia. Muiden muuttujien osalta reaktiot ovat positiivisia tai lähellä nollaa. Kokonaisuudessaan muuttujien vaikutus toisiinsa lyhyellä aikavälillä on pientä, mutta suhteellisen pitkäkestoista.</p> <p>Tuloksia voidaan hyödyntää, kun halutaan tarkastella kullan hinnan muodostumista ja vaikuttavia tekijöitä sen taustalla. Kullan hinnan ja makrotalouden tekijöiden väliset suhteet ovat ajallisesti muuttuvia, joten tuloksia ei voida yleistää kaikissa olosuhteissa tai kaikkina aikoina. Tutkimus ei myöskään ota laajasti huomioon makrotalouden muuttujien keskinäistä riippuvuutta toisistaan.</p>			
Asiasanat Aikasarja-analyysi, Granger-kausaliiteetti, makrotekijät, yhteisintegroituvuus			
Muita tietoja			

## SISÄLLYS

<b>1</b>	<b>JOHDANTO.....</b>	<b>8</b>
<b>2</b>	<b>KATSAUS KULLAN ROOLIIN TALOUDESSA JA AIKAISEMPIIN TUTKIMUKSIIN.....</b>	<b>11</b>
2.1	Kulta omaisuuslajina ja sen hinnan kehitys .....	11
2.2	Klassinen kultakanta ja Bretton Woodsin järjestelmä.....	15
2.3	Kullan asema suojauksena ja turvasatamana .....	16
2.3.1	Suojauksen ja turvasataman määritelmät.....	16
2.3.2	Aikaisemmat turvasatamatutkimukset .....	17
2.4	Kullan hinnan ja makrotalouden tekijöiden välinen yhteys .....	25
2.5	Yhteenveto aikaisemmista tutkimuksista .....	36
<b>3</b>	<b>TUTKIMUSAINEISTO JA KUVIOTARKASTELU .....</b>	<b>38</b>
3.1	Tutkimusaineiston kuvaus .....	38
3.2	Aikasarjojen kuviotarkastelu.....	39
3.3	Yhteenveto kuviotarkastelusta.....	51
<b>4</b>	<b>TUTKIMUSMENETELMÄT .....</b>	<b>52</b>
4.1	Stationaarisuus ja yksikköjuuritestaus .....	52
4.2	Vektoriautoregressiivinen (VAR) -malli .....	57
4.3	Yhteisintegroituvuus .....	60
4.3.1	Engle–Granger -menetelmä .....	60
4.3.2	Johansenin menetelmä .....	62
4.4	Granger-kausallisuus.....	64
4.5	Impulssivastefunktio .....	66
<b>5</b>	<b>EKONOMETRISEN ANALYYSIN TULOKSIA .....</b>	<b>69</b>
5.1	Yksikköjuuritestaus ADF ja KPSS.....	69
5.2	Yhteisintegroituvuus Engle–Granger ja Johansen .....	72

5.3	Granger-kausalliteetti.....	76
5.4	Impulssivastefunktiot.....	80
5.5	Yhteenvedo ekonometrisesta analyysista.....	89
6	YHTEENVETO .....	91
	LÄHTEET .....	95
	LIITTEET	
	Liite 1: Yksikköjuuritestauksen tulokset puolitetuille ajanjaksoille 1/1972–12/1995 ja 1/1996–6/2019.....	103
	Liite 2: Yhteisintegroituvuuden tulokset puolitetuille ajanjaksoille 1/1972–12/1995 ja 1/1996–6/2019 .....	107
	Liite 3: Granger-kausalliteettitestauksen tulokset puolitetuille ajanjaksoille 1/1972–12/1995 ja 1/1996–6/2019.....	109
	Liite 4: Impulssivastefunktioiden kuvaajat puolitetuille ajanjaksoille 1/1972–12/1995 ja 1/1996–6/2019.....	113

## KUVIOT

Kuvio 1. Kullan kuukausihinta USD per unssi ajanjaksolla 1/1972–6/2019. (Federal Reserve Bank of St. Louis, 2019i.).....	14
Kuvio 2. Kullan kuukausihinta USD per unssi ja WTI öljyn kuukausihinta USD per barreli ajanjaksolla 1/1972–6/2019. (Federal Reserve Bank of St. Louis, 2019i; 2019m.).....	39
Kuvio 3. Kullan kuukausihinta USD per unssi ja Willshire 5000 -indeksi kuukausitasolla ajanjaksolla 1/1972–12/1995. (Federal Reserve Bank of St. Louis, 2019i; 2019o.) .....	40
Kuvio 4. Kullan kuukausihinta USD per unssi ja Willshire 5000 -indeksi kuukausitasolla ajanjaksolla 1/1996–6/2019. (Federal Reserve Bank of St. Louis, 2019i; 2019o.) .....	41
Kuvio 5. Kullan kuukausihinta USD per unssi ja Yhdysvaltain teollisuustuotantoindeksi kuukausitasolla (1/2015 = 100) ajanjaksolla 1/1972–6/2019. (Federal Reserve Bank of St. Louis, 2019i; 2019j.).....	41
Kuvio 6. Kullan kuukausihinta USD per unssi ja Yhdysvaltain kuluttajahintaindeksi kuukausitasolla (1/2015 = 100) ajanjaksolla 1/1972–6/2019. (Federal Reserve Bank of St. Louis, 2019i; 2019f.).....	42
Kuvio 7. Kullan reaalin kuukausihinta tammikuun 1972 dollareissa USD per unssi ja Yhdysvaltain kuluttajahintaindeksi kuukausitasolla (1/1972 = 100) ajanjaksolla 1/1972–6/2019. (Federal Reserve Bank of St. Louis, 2019i; 2019g.).....	43
Kuvio 8. Kullan vuosihinta USD per unssi ja Yhdysvaltain inflaatio vuositasona (%) ajanjaksolla 1972–2018. (Federal Reserve Bank of St. Louis, 2019h; 2019e.) .....	44
Kuvio 9. Kullan kuukausihinta USD per unssi ja Yhdysvaltain työttömyysaste kuukausitasolla (%) ajanjaksolla 1/1972–6/2019. (Federal Reserve Bank of St. Louis, 2019i; 2019n.).....	44
Kuvio 10. Kullan kuukausihinta USD per unssi, Yhdysvaltain M1 raha-aggregaatti kuukausitasolla (mrd. USD), Yhdysvaltain M2 raha-aggregaatti kuukausitasolla (mrd. USD) ja pankkien myöntämien luottojen dollarimäärä Yhdysvalloissa kuukausitasolla (mrd. USD) ajanjaksolla 1/1972–6/2019. (Federal Reserve Bank of St. Louis, 2019i; 2019k; 2019l; 2019d.) .....	45
Kuvio 11. Kullan kuukausihinta USD per unssi ja Yhdysvaltain 10 vuoden valtionvelan korko prosentteina (%) kuukausitasolla ajanjaksolla 1/1972–6/2019. (Federal Reserve Bank of St. Louis, 2019i; 2019a.) .....	46
Kuvio 12. Kullan kuukausihinta USD per unssi ja Yhdysvaltain 2 vuoden valtionvelan korko prosentteina (%) kuukausitasolla ajanjaksolla 6/1976–6/2019. (Federal Reserve Bank of St. Louis, 2019i; 2019c.).....	47
Kuvio 13. Kullan kuukausihinta USD per unssi sekä Yhdysvaltain 10 ja 2 vuoden valtionvelan välinen korkoero prosentteina (%) kuukausitasolla ajanjaksolla 6/1976–6/2019. (Federal Reserve Bank of St. Louis, 2019i; 2019b.).....	48
Kuvio 14. Impulssivastefunktioiden kuvaajat kullalle ja öljylle ajanjaksolla 1/1972–6/2019. ....	81
Kuvio 15. Impulssivastefunktioiden kuvaajat kullalle ja Willshire 5000 -indeksille ajanjaksolla 1/1972–6/2019.....	82

<b>Kuvio 16. Impulssivastefunktioiden kuvaajat kullalle ja teollisuustuotantoindeksille ajanjaksolla 1/1972–6/2019.....</b>	<b>82</b>
<b>Kuvio 17. Impulssivastefunktioiden kuvaajat kullalle ja kuluttajahintaindeksille (inflaatiolle) ajanjaksolla 1/1972–6/2019.....</b>	<b>83</b>
<b>Kuvio 18. Impulssivastefunktioiden kuvaajat kullalle ja pankkien luotonannolle ajanjaksolla 1/1972–6/2019. ....</b>	<b>83</b>
<b>Kuvio 19. Impulssivastefunktioiden kuvaajat kullalle ja M1:lle ajanjaksolla 1/1972–6/2019. ....</b>	<b>84</b>
<b>Kuvio 20. Impulssivastefunktioiden kuvaajat kullalle ja M2:lle ajanjaksolla 1/1972–6/2019. ....</b>	<b>85</b>
<b>Kuvio 21. Impulssivastefunktioiden kuvaajat kullalle ja työttömyysasteelle ajanjaksolla 1/1972–6/2019. ....</b>	<b>85</b>
<b>Kuvio 22. Impulssivastefunktioiden kuvaajat kullalle ja 10 vuoden valtionvelan korolle ajanjaksolla 1/1972–6/2019.....</b>	<b>86</b>
<b>Kuvio 23. Impulssivastefunktioiden kuvaajat kullalle ja 2 vuoden valtionvelan korolle ajanjaksolla 6/1976–6/2019.....</b>	<b>87</b>
<b>Kuvio 24. Impulssivastefunktioiden kuvaajat kullalle ja korkoerolle ajanjaksolla 6/1976–6/2019. ....</b>	<b>87</b>
<b>Kuvio 25. Impulssivastefunktioiden kuvaajat kullalle, öljylle, Willshire 5000 -indeksille ja teollisuustuotantoindeksille ajanjaksolla 1/1972–12/1995. ....</b>	<b>113</b>
<b>Kuvio 26. Impulssivastefunktioiden kuvaajat kullalle, kuluttajahintaindeksille (inflaatiolle), pankkien luotonannolle ja M1:lle ajanjaksolla 1/1972–12/1995. ....</b>	<b>114</b>
<b>Kuvio 27. Impulssivastefunktioiden kuvaajat kullalle, M2:lle, työttömyysasteelle ja 10 vuoden valtionvelan korolle ajanjaksolla 1/1972–12/1995.....</b>	<b>115</b>
<b>Kuvio 28. Impulssivastefunktioiden kuvaajat kullalle, 2 vuoden valtionvelan korolle ja korkoerolle ajanjaksolla 6/1976–12/1995. ....</b>	<b>116</b>
<b>Kuvio 29. Impulssivastefunktioiden kuvaajat kullalle, öljylle, Willshire 5000 -indeksille ja teollisuustuotantoindeksille ajanjaksolla 1/1996–6/2019. ....</b>	<b>117</b>
<b>Kuvio 30. Impulssivastefunktioiden kuvaajat kullalle, kuluttajahintaindeksille (inflaatiolle), pankkien luotonannolle ja M1:lle ajanjaksolla 1/1996–6/2019. ....</b>	<b>118</b>
<b>Kuvio 31. Impulssivastefunktioiden kuvaajat kullalle, M2:lle, työttömyysasteelle ja 10 vuoden valtionvelan korolle ajanjaksolla 1/1996–6/2019.....</b>	<b>119</b>
<b>Kuvio 32. Impulssivastefunktioiden kuvaajat kullalle, 2 vuoden valtionvelan korolle ja korkoerolle ajanjaksolla 1/1996–6/2019. ....</b>	<b>120</b>

## TAULUKOT

Taulukko 1. Muuttujien korrelaatiomatriisi ajanjaksolla 6/1976–6/2019.....	50
Taulukko 2. Yksikköjuuritestauksen tulokset aikasarjoille ajanjaksolla 1/1972–6/2019. ....	70
Taulukko 3. Yksikköjuuritestauksen tulokset ensimmäisille differensseille ajanjaksolla 1/1972–6/2019. ....	71
Taulukko 4. Yhteisintegroituvuuden tulokset ajanjaksolla 1/1972–6/2019.....	73
Taulukko 5. Granger-kausalityttestauksen tulokset makromuuttujien muutokselle ajanjaksolla 1/1972–6/2019.....	77
Taulukko 6. Granger-kausalityttestauksen tulokset kunnan hinnan muutokselle ajanjaksolla 1/1972–6/2019.....	78
Taulukko 7. Yksikköjuuritestauksen tulokset aikasarjoille ajanjaksolla 1/1972–12/1995. 103	
Taulukko 8. Yksikköjuuritestauksen tulokset ensimmäisille differensseille ajanjaksolla 1/1972–12/1995. ....	104
Taulukko 9. Yksikköjuuritestauksen tulokset aikasarjoille ajanjaksolla 1/1996–6/2019. ..	105
Taulukko 10. Yksikköjuuritestauksen tulokset ensimmäisille differensseille ajanjaksolla 1/1996–6/2019. ....	106
Taulukko 11. Yhteisintegroituvuuden tulokset ajanjaksolla 1/1972–12/1995.....	107
Taulukko 12. Yhteisintegroituvuuden tulokset ajanjaksolla 1/1996–6/2019.....	108
Taulukko 13. Granger-kausalityttestauksen tulokset makromuuttujien muutokselle ajanjaksolla 1/1972–12/1995.....	109
Taulukko 14. Granger-kausalityttestauksen tulokset kunnan hinnan muutokselle ajanjaksolla 1/1972–12/1995.....	110
Taulukko 15. Granger-kausalityttestauksen tulokset makromuuttujien muutokselle ajanjaksolla 1/1996–6/2019.....	111
Taulukko 16. Granger-kausalityttestauksen tulokset kunnan hinnan muutokselle ajanjaksolla 1/1996–6/2019.....	112

## 1 JOHDANTO

Kulta on ainutlaatuinen omaisuuslaji, jota pidetään hyödykkeenä sekä rahanomaisena, niin sanottuna monetaarisena omaisuuslajina. Kulta on myös yleisin ja seuratuin jalometalli, se on ollut ensimmäisiä rahan muotoja sekä keskeisessä roolissa osana valuuttajärjestelmiä. Kulta on säilyttänyt ostovoimansa vuosituhansien ajan ja sen arvo on pysynyt vakaana pitkällä aikavälillä. Kullan onkin havaittu toimivan suojana inflaatiota vastaan erityisesti pitkällä aikavälillä. Kultaan ei liity luottoriskiä, sen tarjonta on suhteellisen joustamatonta ja kysyntä on epäsyklistä. Kullan hinnalla on taipumus nousta osakemarkkinoiden romahtaessa ja talouden ajautuessa taantumaan. Muiden omaisuuslajien ja kullan väliset korrelaatiot ovat usein negatiivisia. Kulta toimii turvasatamana useille omaisuuslajeille erityisesti talouden epävarmoina aikoina.

Kullan asema taloudessa on ainutlaatuinen, sitä pidetään enemmän monetaarisena omaisuuslajina ja varantovaluuttana kuin hyödykkeenä. Kultaa käytetään maailmanlaajuisesti varantovarallisuutena sekä turvasatamana esimerkiksi osakkeille ja valuutoille. Kultakauppaa käydään enimmäkseen Yhdysvaltain dollareissa, minkä vuoksi kullan hinnan ja dollarin kurssin välinen korrelaatio on negatiivinen. Kohtuullisen pienenä osana sijoitusportfoliota kullan on todettu kasvattavan keskimääräistä tuottoa vähentäen samalla keskihajontaa. Useat tutkimukset ovat osoittaneet kullan toimivan vahvana turvasatamana Yhdysvaltain ja Euroopan osakemarkkinoille niin tavanomaisina aikoina kuin kriiseissä. Kullan ainutlaatuisen ja keskeisen roolin vuoksi on kiinnostavaa tarkastella, mitkä makrotalouden tekijät ovat merkittäviä kullan hinnan kehityksen kannalta.

Empiirisissä tutkimuksissa kullan hinnan ja makrotalouden tekijöiden pitkän aikavälin relaatioita on tutkittu muun muassa erilaisten regressiomallien ja yhteisintegroituvuuden avulla. Yhteisintegroituvuustesteillä voidaan löytää pitkän aikavälin tasapainosuhteita muuttujien välillä ja osoittaa, että muuttujat jakavat yhteisen stokastisen trendin. Puolestaan lyhyen aikavälin relaatioita on tutkittu esimerkiksi Granger-kausaliiteetin, impulssivastefunktioiden sekä varianssikompositioiden avulla. Granger-kausaliiteetin avulla voidaan tarkastella, ennakoivatko muuttujat toisiaan ja impulssivastefunktioiden sekä



varianssikompositioiden avulla vaikutusten suuntaa. Tämän tutkielman tavoitteena on selvittää, ennakoivatko makrotalouden tekijöiden ja kullan hinnan kehitys toisiaan. Lisäksi tarkastellaan kullan asemaa makrotaloudessa.

Tutkielman tutkimuskysymykset muotoillaan seuraavasti: Mitkä makrotalouden tekijät ennakoivat kullan hintaa? Ennakoiko kullan hinta makrotalouden tekijöitä? Millainen on kullan rooli makrotaloudessa?

Tässä tutkimuksessa käytettävät mallit ja menetelmät toistuvat tieteellisissä aikakauslehdissä julkaistuissa kullan hintaa ja sen suhdetta makrotalouteen käsittelevissä tutkimuksissa. Tutkimuksen teoreettinen asetelma mukailee muun muassa Apergiksen, Christoun ja Paynen (2014) sekä Battenin, Cinerin ja Luceyn (2010) tutkimuksia. Tässä tutkimuksessa käytettävä aineisto on kuitenkin uudempaa ja tutkimusajanjakso on huomattavasti pidempi. Tutkimus tuottaa uutta tietoa kullan hinnan ja useiden makrotalouden tekijöiden välisestä kehityksestä Yhdysvalloissa 1970-luvulta nykypäivään. Tutkimusajanjakso ulottuu tammikuusta 1972 kesäkuuhun 2019 ja lisäksi tutkimusaikaväli on jaettu kahtia tulosten luotettavuuden ja ajallisten vaihteluiden arvioinnin vuoksi. Aineisto koostuu kuukausittaisista Yhdysvalloista kerätyistä makrotalouden aikasarjoista. Tarkasteltava ajanjakso on pituudeltaan lähes 50 vuotta ja siihen mahtuu useita kriisejä, kuten 1970- ja -80-lukujen öljykriisit, 2000-luvun alun IT-kupla, vuoden 2008 maailmanlaajuinen finanssikriisi sekä 2010-luvun alun eurokriisi.

Tutkimuksessa käytettäviä menetelmiä on hyödynnetty paljon aikaisemmissa tutkimuksissa. Tutkimuksessa estimoidaan pareittaiset vektoriautoregressiiviset (VAR) mallit, joita hyödynnetään pitkän ja lyhyen aikavälin tarkastelussa. Pitkän aikavälin tarkastelu tehdään yhteisintegroituvuuden avulla, sitä tutkitaan Engle–Grangerin (1987) ja Johansenin (1988) menetelmillä. Lyhyttä aikaväliä tutkittaessa Granger-kausaliiteetin avulla tarkastellaan, ennakoiko muutos makromuuttujassa muutosta kullan hinnassa ja päinvastoin. Impulssivastefunktioiden kuvaajien avulla päätellään vaikutusten suunta ja suuruus. Aikasarjojen ominaisuuksia sekä keskinäisiä riippuvuuksia tarkastellaan myös kuvioiden, korrelaatioiden ja yksikköjuuritestauksen avulla. Kaikki tilastolliset testaukset tehdään EViews 11 -ohjelmalla.

Tulokset osoittavat, että kullan hinnan kehityksen kannalta merkittävimpiä makrotalouden tekijöitä ovat korko- ja hintataso, rahan tarjonta sekä öljyn hinta. Puolestaan osakemarkkinoiden merkitys kullan hinnan kehitykselle vaikuttaa olevan kokonaisuudessaan vähäinen. Kullan hinnan havaitaan olevan yhteisintegroitunut muun muassa pitkän koron, rahan tarjonnan sekä teollisuustuotannon kanssa koko tutkimusajanjaksolla. Granger-kausalityytestaus osoittaa, että kullan hinnan muutosta ennakoivat korkomuuttujat, inflaatio sekä rahan tarjontatekijät. Vastaavasti kullan hinnan muutos ennakoi muutoksia korkomuuttujissa, rahan tarjontatekijöissä, inflaatiossa, teollisuustuotannossa sekä öljyn hinnassa. Kausaalisuus on usein kaksisuuntaista. Impulssivastefunktioiden kuvaajien tarkastelu osoittaa kullan hinnan ja makromuuttujien muutosten vaikutuksien toisiinsa olevan suhteellisen pieniä, mutta pitkäkestoisia. Reaktiot korkomuuttujien ja kullan hinnan muutosten välillä ovat pääasiassa negatiivisia, kun muiden muuttujien kanssa ne ovat pääsääntöisesti positiivisia tai lähellä nollaa. Kokonaisuudessaan tutkimuksen tuloksista on nähtävissä pitkän tutkimusaikavälin vaikutus. Tulosten huomataan myös olevan ajallisesti muuttuvia.

Luvussa 2 käydään ensin läpi kullan roolia omaisuuslajina, sen hinnan kehitystä sekä historiallista roolia rahajärjestelmässä. Tämän jälkeen käsitellään aikaisempien tutkimusten kautta kullan asemaa turvasatamasijoituksena sekä yhteyttä kullan hinnan ja makrotalouden tekijöiden välillä. Luvussa 3 esitellään ensin käytettävä tutkimusaineisto, jota analysoidaan myöhemmin luvussa 5 ekonometrisilla menetelmillä. Lisäksi luvussa 3 tarkastellaan kuvioiden kautta yhteyttä kullan hinnan kehityksen ja 11 makrotalouden muuttujan kehityksen välillä. Luvussa 4 käydään läpi luvussa 5 käytettävien aikasarjojen sekä ekonometristen menetelmien teoreettinen viitekehys. Luvussa 5 käydään läpi ekonometrisen analyysin tuloksia ja niiden tulkintaa. Lopuksi luvussa 6 vedetään yhteen tutkimustuloksia tämän tutkimuksen sekä aikaisempien tutkimusten osalta.

## 2 KATSAUS KULLAN ROOLIIN TALOUDESSA JA AIKAISEMPIIN TUTKIMUKSIIN

### 2.1 Kulta omaisuuslajina ja sen hinnan kehitys

Kulta on jalometalli, joka luokitellaan sekä hyödykkeeksi, että monetaariseksi omaisuuslajiksi. Se on toiminut vuosisatojen ajan monipuolisena metallina, jolla on samanlaisia ominaisuuksia kuin rahalla; se toimii arvon säilyttäjänä sekä vaihdon välineenä. (Baur ja McDermott, 2010; Solt ja Swanson, 1981.) Kultaa käytetään teollisuudessa, koruissa, sijoitus- sekä varantovarallisuutena. Kulta on ainutlaatuinen omaisuuslaji, sillä suurin osa kaikesta louhitusta kullasta on yhä olemassa. Keskuspankeilla sekä kultaan sijoittavia ETF-rahastoja hallinnoivilla rahoituslaitoksilla on hallussaan suuret kultareservit. Tähän on monia syitä: kultaa käytetään hajautukseen, kulta säilyttää hyvin ostovoimansa, se on likvidi omaisuuslaji, ja sitä käytetään suojana sekä turvana talouden kriisitilanteissa. (Tully ja Lucey, 2007.)

Kullan vuosittainen kysyntä koostuu korujen valmistuksesta (52 %), kultaharkoista ja -kolikoista (27 %), teollisuuden sovelluksista (9 %), ETF-rahastoista ja muista rahoitusinstrumenteista (3 %) sekä keskuspankkien kultavarannoista (8 %). Kullan tarjonta koostuu kaivostoiminnasta (67 %) ja kierrätyksestä (33 %). Keskimääräinen kysyntä ja tarjonta vuositason tasolla on ollut noin 4300 tonnia vuosina 2008–2017. Vuonna 2017 kulta oli olemassa louhittuna yhteensä reilut 190 000 tonnia, josta koruissa oli kiinni 47,7 %, yksityisten sijoittajien sekä sijoitusinstrumenttien hallussa 21,1 %, virallisen sektorin hallussa 17,1 % käsittäen lähinnä keskuspankkien kultavarannot ja muissa kohteissa 14,1 %. (World Gold Council, 2020a.) Intia on maailman suurin kullan kuluttaja. Siellä kullalla on erityinen kulttuurinen asema status- ja varallisuussymbolina (Baur ja McDermott, 2010).

Shafieen ja Topalin (2010) mukaan kullan hinnan ja tuotannon käyttäytyminen eroaa merkittävästi muista mineraalihyödykkeistä. Esimerkiksi vuoden 2008 finanssikriisin aikana kullan hinta nousi kuusi prosenttia, kun samaan aikaan muiden merkittävien mineraalien hinnat laskivat merkittävästi ja perinteisten sijoituskohteiden arvot putosivat noin 40 %. Shafiee ja Topal lisäävät, että kullan kysynnän sekä tarjonnan ainutlaatuiset ja monipuoliset tekijät eivät korreloi merkittävästi rahoitusmarkkinoiden

muutosten kanssa. Baurin ja McDermottin (2010) mukaan kultamarkkinoilla on useita ainutlaatuisia ominaisuuksia. Esimerkiksi epävarmoina aikoina kultamarkkinoiden houkuttelevuus lisääntyy markkinan suhteellisen yksinkertaisuuden vuoksi. Kullan arvon määrittäjiä on helpompi ymmärtää ja arvioida kuin monien muiden omaisuuslajien. Erityisesti epävarmoina aikoina tällaiset ominaisuudet ovat arvossaan. Lisäksi kullalla on luontainen arvo fyysisenä jalometallina. Baur ja McDermott jatkavat kullan tarjonnan olevan suhteellisesti joustamatonta ja vastaavasti kysynnän epäsyklistä. Nämä ominaisuudet antavat vahvistusta teorialle kullan toimimisesta arvonsäilyttäjänä sekä turvasatamana talouden epävarmoina aikoina. Kullan arvo ei ole riippuvainen tulevaisuuden tuotoista eikä siihen liity luottoriskiä.

Perinteisesti sijoittajat ovat käyttäneet kultaa suojautuakseen inflaatiolta tai Yhdysvaltain dollarin heikkenemiseltä. Kulta hinnoitellaan Yhdysvaltain dollareissa, joten dollarin kurssin heikentyessä sen nimellisellä arvolla on taipumus nousta ja samalla sen reaalin arvo säilyy (Baur ja McDermott, 2010). Myös Tullyn ja Luceyn (2007) mukaan kullan hinnan ja dollarin kurssin välillä on selkeä yhteys. Kun dollari heikkenee ja riski sen devalvoitumisesta kasvaa, sijoittajien kultakysynnällä on tapana kasvaa. Heikko dollari tekee dollareissa hinnoitellusta kullasta halvempaa esimerkiksi eurooppalaisille ja muille sijoittajille. Tullyn ja Luceyn mukaan heikko dollari lisää kullan vetovoimaa vakaana sijoituskohteena.

Kullan kysynnän rakenne muuttuu nopeasti globaalin taloustilanteen muuttuessa, kun vastaavasti tarjonta on lähes muuttumatonta. Teollisuuden ja korujen kysyntään vaikuttavat eniten yleinen taloustilanne ja kuluttajien ostovoima. Sijoittajien kultakysyntä on altis suhdannevaihteluille ja kullan kysyntä kasvaa epävarmoina aikoina sijoittajien siirtäessä varojaan turvasatamiin. Myös ETF-rahastojen kultakysyntä on kasvanut merkittävästi viime vuosien aikana. (Baur ja McDermott, 2010.)

Kultaan voi sijoittaa monin eri tavoin, kuten esimerkiksi hankkimalla fyysistä kultaa, ostamalla kultaa louhivien kaivosyriyten osakkeita ja sijoittamalla kultaa hallussaan pitäviin ETF-rahastoihin. World Gold Councilin (2020b) mukaan sijoittajien hankkimien kultaharkkojen ja kultakolikoiden osuus kullan vuosittaisesta sijoituskysynnästä on noin kaksi kolmasosaa ja neljännes koko viime vuosikymmenen

kultakysynnästä. Ostaessaan fyysistä kultaa sijoittaja maksaa spot-hinnan päälle preemion. Lisäksi fyysisen kullan omistaminen voi aiheuttaa lisäkustannuksia esimerkiksi sen varastoinnin ja vakuuttamisen osalta. Kultaa louhivien kaivosyhtiöiden osakkeet saattavat korreloida kullan hinnan kanssa, mutta osakkeiden tuotto ja arvonnousu riippuvat yrityksen tulevaisuuden tuotoista eivätkä ainoastaan kullan hinnan kehityksestä.

Kolmas yleinen tapa sijoittaa kultaan ovat fyysistä kultaa omistavat ETF-rahastot ja muut vastaaventyyppiset rahastot, jotka muodostavat noin kolmanneksen sijoituskullan kysynnästä. Ensimmäinen kultapohjainen ETF-rahasto on perustettu vuonna 2003 ja vuoteen 2016 mennessä rahastot pitivät hallussaan yli 2300 tonnia kultaa sijoittajien puolesta. Kultapohjaiset ETF-rahastot antavat sijoittajille mahdollisuuden sijoittaa fyysiseen kultaan helposti ilman fyysisen kullan omistamiseen liittyviä ongelmia, kuten varastointia ja vakuuttamista. Nämä rahastot yhdistävät osakesijoittamisen helppouden ja joustavuuden fyysisen kullan omistamisen etuihin. Kaikkein likvideimmissä kultapohjaisissa ETF-rahastoissa on alhaiset tarjouspyyntöjen erot (bid-ask spreads), ja ne seuraavat tarkasti kullan spot-hintaa. Lisäksi on olemassa paljon erilaisia kullan hintaa seuraavia johdannaisia, mutta niiden kautta ei yleensä pysty sijoittamaan fyysiseen olemassa olevan kultaan.

Shafieen ja Topalin (2010) mukaan lyhyellä aikavälillä kullan hinnan nousuun on kaksi pääsyytä. Ensinnäkin tilanteissa, kun globaalit rahoitusmarkkinat romahtavat ja maailmantalous ajautuu taantumaan, sijoittajien luottamus arvopaperimarkkinoihin heikkenee. Tällaisessa tilanteessa luotettavana ja vakaana pidetyt sijoituskohteet, kuten kulta, nousevat arvoonsa. Kulta toimii eräänlaisena turvasatamasijoituksena epävarmoina aikoina. Toiseksi dollarin heikentyminen suhteessa muihin valuuttoihin yhdessä kansainvälisen inflaation ja korkean öljyn maailmanmarkkinahinnan kanssa saa monet suuret yritykset sijoittamaan kultaan, jotta ne voisivat suojautua dollarin kurssivaihteluilta ja inflaatiolta.

Vastaavasti pitkällä aikavälillä Shafiee ja Topal (2010) toteavat kullan nousevaan hintaan vaikuttavan kolme päätekijää. Ensinnäkin kaivostoiminta on vähentynyt louhintakustannusten noustua, etsinnän vähennyttyä ja uusien kultaesiintymien löytämisen vaikeuden vuoksi. Toiseksi kun markkinoilla on epävarmuutta,

institutionaaliset ja yksityiset sijoittajat pitävät paljon kultaa portfolioissaan, koska se on likvidi sijoituskohte myös epävarmoina aikoina eikä siihen liity luottoriskiä. Kolmanneksi kultaan sijoittaminen on muuttunut koko ajan helpommaksi pörssinoteerattujen (ETF) rahastojen ansiosta.



**Kuvio 1. Kullan kuukausihinta USD per unssi ajanjaksolla 1/1972–6/2019. (Federal Reserve Bank of St. Louis, 2019i.)**

Kuvio 1 kuvaa kullan hinnan kehitystä Yhdysvaltain dollareissa vuoden 1972 alusta vuoden 2019 puoliväliin saakka. Kuviosta on havaittavissa kullan hinnan verrattain jyrkkiäkin nousuja sekä laskuja erityisesti kriisien aikaan. Shafieen ja Topalin (2010) mukaan kullan hinta oli kiinteä suhteessa dollariin 1800-luvun alkupuolelta Bretton Woods -järjestelmän hajoamiseen vuoden 1971 loppupuolelle saakka. Tällöin kullan hinnan kehitys oli tasaista. Kun kaupankäynti kullalla vapautettiin, sen hinta nousi nopeasti 35 dollarista per unssi lähes 200 dollariin unssilta erityisesti 1970-luvun öljykriisien myötä. Hinnannousu oli vieläkin nopeampaa 1980-luvun alussa, kun hinta nousi noin vuodessa 200 dollarista yli 600 dollariin. 1980-luvulla kullan hinnassa on nähtävissä useitakin nousuja ja laskuja, erityisesti erottuvat öljykriisit sekä vuoden 1987 lokakuu, jolloin osakemarkkinat laskivat rajusti ja kullan hinta lähti nousuun. Tässä tulevat esille kullan ainutlaatuiset ominaisuudet: sijoittajat ostavat kultaa portfolioihinsa, kun finanssimarkkinoille tulee huonoja uutisia.

1990-luvulla kullan hinta pysyi suhteellisen vakaana ja jopa laski tasaisesti 2000-luvulle tultaessa. Niin sanotun IT-kuplan puhjettua vuosituhaten vaihteessa kullan

hinta nousi hieman, mutta laski tämän jälkeen. Vuodesta 2001 alkoi kullan hinnan vahva nousu vuoden 2008 finanssikriisiin saakka, jolloin unssihinta lähestyi tuhannen dollarin rajaa. Maailmantalouden toipuessa finanssikriisistä kullan hinta laski hieman vuonna 2009, mutta lähti eurokriisin myötä rajuun nousuun saavuttaen vuonna 2011 silloisen ennätyksensä, yli 1800 dollaria unssilta. Tämän jälkeen kullan hinta on tullut alaspäin ja on tutkimusajanjakson viimeisinä vuosina ollut noin 1200–1400 dollaria unssilta. Kuitenkin loppuvuodesta 2019 kullan hinta kääntyi selvään nousuun epävarmuuden lisääntyttyä maailmantaloudessa ja koronaviruspandemian iskettyä rajusti maailmantalouteen alkuvuodesta 2020. Tätä kirjoittaessa kullan unssihinta on noussut muutamassa kuukaudessa noin 500 dollaria ollen nyt yli 1900 dollaria unssilta.

## **2.2 Klassinen kultakanta ja Bretton Woodsin järjestelmä**

Kultaa on käytetty rahanomaisesti ja vaihdon välineenä jo vuosisatoja sitten. Viimeisimmät maailmanlaajuiset rahajärjestelmät, joissa kulta on ollut keskiössä, ovat olleet klassinen kultakanta sekä Bretton Woodsin järjestelmä. Klassinen kultakanta oli hallitseva rahajärjestelmä suurimmassa osassa maailmaa 1870-luvulta ensimmäisen maailmansodan puhkeamiseen saakka vuoteen 1914. Kultakantajärjestelmässä valuuttojen arvo oli sidottuna kultaan ja mukana olleet valtiot sitoivat valuuttansa arvon tiettyyn määrään kultaa eli kultakantajärjestelmässä valuutan arvo sidottiin suoraan kullan hintaan. Keskuspankit ympäri maailman pitivät kultaa holveissaan puolustaakseen valuutan arvoa. (Baur ja McDermott, 2010.)

Kotimaan valuutta oli vapaasti vaihdettavissa kultaan kiinteällä kurssilla, eikä kullan viennille tai tuonnille ollut rajoituksia. Tämä mahdollisti kansainvälisten maksutaseiden selvittämisen kullalla. Koska jokainen valuutta oli sidottuna kultaan kiinteällä kurssilla, myös nämä kiinteät kurssit vahvistettiin. Lisäksi liikkeellä olevan rahan määrä rajoitettiin vastaamaan keskuspankkien kultavarannon määrää. Rahan tarjonnan lisääntyminen aiheutti inflaatiota maissa, joissa kauppataase oli ylijäämäinen. Vastaavasti maissa, joissa kauppataase oli alijäämäinen, rahan tarjonnan supistuminen aiheutti deflaatiota. Ensimmäinen maailmansota koitui klassisen kultakantajärjestelmän kohtaloksi ja sitä yritettiin palauttaa useaan otteeseen sodan jälkeen, mutta kaikki yritykset epäonnistuivat viimeistään 1930-luvulla. (World Gold Council, 2020e.)

Toinen merkittävä kultaan sidottu rahajärjestelmä oli Bretton Woodsin järjestelmä, joka oli käytössä laajasti vuosina 1944–1971. Bretton Woodsin järjestelmä perustettiin toisen maailmansodan loppuvaiheilla heinäkuussa 1944 Yhdysvaltain johdolla Bretton Woodsin kaupungissa New Hampshiressa pidetyssä konferenssissa. Yhdysvaltain taloudellinen ja poliittinen dominointi edellytti dollarin olemista järjestelmän keskiössä. Maailmansotien jälkeen haluttiin vakautta ja kiinteät valuuttakurssit nähtiin tärkeinä kansainvälisen kaupan kannalta, mutta järjestelmästä haluttiin joustavampi kuin mitä klassinen kultakantajärjestelmä oli. Yhdysvaltain dollarin arvo sidottiin kultaan siten, että yksi unssi kultaa vastasi 35 Yhdysvaltain dollaria ja vastaavasti muut valuutat sidottiin dollariin kiinteillä kurseilla. (World Gold Council, 2020d.)

Bretton Woodsin aikakaudella maailmantalous kasvoi nopeasti ja jatkuva maailmanlaajuinen inflaatio teki kullan hinnan reaalisesti liian alhaiseksi. Lisäksi Yhdysvaltain jatkuva kaupan alijäämä tyhjensi Yhdysvaltain kultavarantoja ja dollarin devalvoimista suhteessa kultaan vastustettiin. 1960-luvun lopussa Yhdysvaltain alijäämäongelma paheni Vietnamin sodan myötä ja Yhdysvaltain kykyä vaihtaa dollarit kultaan epäiltiin. Dollariin kohdistuneet spekulatiot lisääntyivät ja muut keskuspankit olivat enemmän ja enemmän haluttomia hyväksymään dollareita maksuvälineenä. Lopulta elokuussa 1971 Yhdysvaltain presidentti Nixon ilmoitti, että Yhdysvallat lopettaa dollareiden vaihtamisen kultaan kiinteällä kurssilla. Tämän jälkeen Bretton Woodsin järjestelmä romahti ja kullalla alettiin käydä kauppaa vapaasti markkinoilla. (World Gold Council, 2020d.)

## **2.3 Kullan asema suojauksena ja turvasatamana**

### **2.3.1 Suojauksen ja turvasataman määritelmät**

Baur ja Lucey (2010) sekä Baur ja McDermott (2010) määrittelevät omaisuuserän toimivan suojauksena, kun se on keskimäärin korreloimaton tai se korreloi negatiivisesti toisen omaisuuslajin kanssa. Heidän mukaansa suojauksena toimivalla omaisuuslajilla ei ole ominaisuutta pienentää tappioita äärimäisissä epäsuotuisissa markkinaolosuhteissa, koska omaisuuslajien välillä voi olla myös positiivinen korrelaatio tällaisissa olosuhteissa ja vastaavasti negatiivinen korrelaatio on mahdollinen normaaleissa markkinaolosuhteissa.



Vastaavasti Baurin ja Luceyn (2010) sekä Baurin ja McDermottin (2010) mukaan turvasatamasijoitus on omaisuuslaji, joka ei korreloi tai korreloi negatiivisesti toisen omaisuuslajin kanssa tietyllä ajanjaksolla, esimerkiksi osakemarkkinoiden romahduksen aikana. Heidän mukaansa suojaus- ja turvasatamaominaisuuksien ero on suojaavan vaikutuksen kesto. Baur ja Lucey jatkavat, että turvasatamana pidetyn omaisuuslajin erityinen ominaisuus on ei-positiivinen korrelaatio muiden omaisuuserien kanssa nimenomaan äärimmäisissä markkinaolosuhteissa. Heidän mukaansa tämä ominaisuus ei pakota keskimääräistä korrelaatiota positiiviseksi tai negatiiviseksi, vaan ainoastaan nolllaksi tai negatiiviseksi tiettyinä ajanjaksoina. Tämän vuoksi normaaleissa tai nousevissa markkinaolosuhteissa kahden omaisuuslajin välinen korrelaatio voi olla positiivinen tai negatiivinen. Mikäli turvasatamana pidetty omaisuuslaji korreloi negatiivisesti toisen omaisuuslajin kanssa äärimmäisissä epäsuotuisissa markkinaolosuhteissa, se kompensoi sijoittajalle tappiot, sillä turvasatamana toimivan omaisuuslajin arvo nousee toisen omaisuuserän arvon laskiessa. Tiivistäen: turvasatamasijoitus tarjoaa sijoittajalle ei-negatiivista tuottoa äärimmäisissä markkinaolosuhteissa.

Baurin ja McDermottin (2010) mukaan sijoittajien näkökulmasta on myös tärkeää tehdä ero vahvan ja heikon suojauksen sekä turvasataman välille. Heidän mukaansa omaisuuslajin korreloidessa negatiivisesti toisen omaisuuslajin kanssa, sijoittajat saavat positiivista tuottoa toisen omaisuuslajin tuottaessa negatiivista tuottoa. Näin ei kuitenkaan ole, jos korrelaatiota ei ole lainkaan. Heikko turvasatamasijoitus suojaa sijoittajaa siinä määrin, ettei sen arvo muutu samansuuntaisesti toisen omaisuuslajin kanssa negatiivisen markkinahäiriön iskiessä. Omaisuuslaji toimii vahvana turvasatamana, kun sen arvo muuttuu negatiivisen markkinahäiriön iskiessä vastakkaiseen suuntaan kuin toisen omaisuuslajin arvo vähentäen samalla sijoittajan kokonaistappiota.

### 2.3.2 Aikaisemmat turvasatamatutkimukset

Vaikka kultaa on yleisesti pidetty turvasatamana, siitä ei ole ollut olemassa tutkimuksia, joissa todella testattaisiin tätä hypoteesia ennen Baurin ja Luceyn (2010) tekemää tutkimusta. Baurin ja Luceyn mukaan he ovat valinneet kullin tutkimuksen kohteeksi sen turvasatamana toimimisen maineen takia, jota kuitenkin aiemmat

tutkimukset eivät ole todistaneet tieteellisesti päteväksi. Ei ole ollut olemassa teoreettista mallia, joka selittäisi, miksi kultaa on pidetty turvasatamana. Selittävinä tekijöinä voidaan kuitenkin pitää sitä, että kultaa on ollut ensimmäisiä rahan muotoja ja kultaa on myös perinteisesti käytetty suojana inflaatiota vastaan. Lisäksi kultaa pidetään korreloimattomana suhteessa useisiin omaisuuslajeihin, mikä on tärkeä ominaisuus globalisaation aikakaudella korrelaatioiden lisääntyessä useimpien omaisuuslajien välillä.

Kullan inflaatiota vastaan tarjoamaa suojaa on tutkittu paljon, esimerkiksi Adrangi, Chatrath ja Raffiee (2003), Capie, Mills ja Wood (2005), Ghosh, Levin, Macmillan ja Wright (2004), McCown ja Zimmerman (2006) sekä Worthington ja Pahlavani (2007). Heidän mukaansa kullalla on inflaatiolta suojaavia ominaisuuksia. Erityisesti pitkällä aikavälillä kultaa toimii suojana odotettua inflaatiota vastaan. Riley (2010) toteaa, että jalometallit, kuten kultaa, suoriutuvat yleensä muita omaisuusluokkia paremmin korkean inflaation ja heikon talouskasvun aikaan, mikä johtuu niiden rajallisesta tarjonnasta ja pienemmästä herkkyydestä taloudellisille muutoksille. Tämän vuoksi kullalla on yleensä hyvä odotettu tuotto ja vahva negatiivinen korrelaatio muiden omaisuuslajien kanssa. Capien ym. (2005) mukaan sen lisäksi, että kultaa toimii suojana inflaatiota vastaan samalla se myös suojaa dollarin devalvoitumiselta. Heidän mukaansa kullalla on kyky toimia suojana myös valuuttakurssimuutoksia vastaan.

Baur ja Lucey (2010) keskittyvät tutkimaan ajallisesti vaihtuvaa sekä jatkuvaa osakkeiden ja velkakirjojen tuottojen suhdetta kullan tuottoon Ison-Britannian, Saksan ja Yhdysvaltojen markkinoilla. Heidän tarkoituksenaan on selvittää, toimiiko kultaa turvasatamana osakkeille ja velkakirjoille näillä markkinoilla, mikäli markkinat romahtavat tai tuottavat negatiivisesti. Tutkimuksen empiirinen analyysi keskittyy näihin kolmeen suureen markkinaan, joilla on eri valuutat (euro, Ison-Britannian puntaa ja Yhdysvaltain dollari) Tarkoituksena on tutkia kullan roolin eroja sekä yhtäläisyyksiä näillä markkinoilla. Kaikki hinnat ovat paikallisissa valuutoissa, jotta kaikkia alueita voidaan tutkia yhtenevästi kokonaisuutena eikä vain yhden alueen näkökulmasta. Tutkimuksen aineistona käytetään päivittäisiä MSCI osake- ja joukkovelkakirjaindeksejä sekä kullan Yhdysvaltain päivittäistä spot-sulkeutumishintaa. Baurin ja Luceyn mukaan päivittäisiä hintoja käytetään, jotta voidaan analysoida, reagoivatko sijoittajat äärimmäisiin negatiivisiin

markkinaolosuhteisiin nopeasti ja käyttävätkö he kultaa turvasatamasijoituksena ääriolosuhteissa.

Baurin ja Luceyn (2010) tutkimuksessa käytetään regressiomallia, joka huomioi 5%, 2,5% ja 1% kvantiileissa tapahtuvat negatiiviset markkinamuutokset. He määrittelevät markkinaromahduksen olevan alle 5% todennäköisyydellä tapahtuva negatiivinen markkinamuutos. Mallin rakenne olettaa samanaikaisten ja viivästettyjen osakkeiden sekä yritysten joukkovelkakirjojen hintojen voivan vaikuttaa kullan hintaan. Tämä on yhdenmukaista turvasatamahypoteesin kanssa. Baur ja Lucey jatkavat, että jos osakkeiden ja yritysten joukkovelkakirjojen tuotto on selkeästi negatiivinen, sijoittajat siirtyvät ostamaan kultaa ja kullan hinta nousee. Vastaavasti mikäli kullan hinta ei muutu, sijoittajat eivät osta tai myy kultaa epäsuotuisissa markkinaolosuhteissa. Lisäksi oletetaan myös, etteivät kullan hinnanmuutokset vaikuta osakkeiden ja yritysten joukkovelkakirjojen hintoihin. Baur ja Lucey muistuttavat, että omaisuuslajien välistä yhteyttä on tärkeää analysoida dynaamisesti, koska viivästetyillä osakkeiden ja yritysten joukkovelkakirjojen tuotoilla voi olla erilainen vaikutus kullan tuottoihin kuin samanhetkisillä osakkeiden ja joukkovelkakirjojen tuotoilla.

Tutkimuksen tulokset osoittavat kullan toimivan turvasatamana osakemarkkinoille Isossa-Britanniassa, Saksassa ja Yhdysvalloissa, mutta ei yritysten joukkovelkakirjoille millään markkinalla. Lisäksi kulta toimii suojana osakemarkkinoille Isossa-Britanniassa ja Yhdysvalloissa sekä yritysten joukkovelkakirjoille Saksassa. Baur ja Lucey (2010) tarkentavat, ettei kulta toimi turvasatamana osakkeille kaikkina aikoina vaan ainoastaan negatiivisen markkinashokin jälkeen, ja lisäksi turvasatamaominaisuus on lyhytkestoinen. Toisin sanoen kulta toimii turvasatamana, kun sitä eniten tarvitaan, mutta se ei toimi turvasatamana nousevien osakemarkkinoiden aikaan. Kultaa salkussaan pitävät sijoittajat saavat kompensatiota negatiiviselle osakemarkkinakehitykselle kullan positiivisesta hintakehityksestä.

Baurin ja Luceyn (2010) mukaan empiiristä havaintoa kullan toimimisesta turvasatamana vain suhteellisen lyhyen ajan osakemarkkinan romahduksen jälkeen selittää ainakin kullan toiminen myös suojauksena osakkeille. Kun yhden

omaisuuslajin hinta nousee, suojauksena toimivan omaisuuslajin hinta puolestaan laskee. Koska hinnat osake- ja velkakirjamarkkinoilla nousevat yleensä jonkin ajan kuluttua markkinaromahduksesta, suojausominaisuus toimii pitkällä aikavälillä turvasatamaominaisuutta vastaan. Tarkasteltaessa kultaa ja osakkeita sisältävää portfoliota ja sen kumulatiivista tuottoa 50 päivää osakemarkkinoiden romahduksesta, kullan hintakehitys on romahduspäivänä positiivista, mutta hinta alkaa kuitenkin laskea seuraavana päivänä ja kullan kumulatiivinen tuotto laskee nolleen noin 15 päivän kuluessa romahduksesta. Tässä tulee esille kullan ominaisuus toimia myös suojana osakemarkkinoille ja tämä ominaisuus vaikuttaa kullan hinnan kehitykseen negatiivisesti osakemarkkinoiden elpyessä. Baurin ja Luceyn mukaan käytettäessä viivästettyjä tuottoja voidaan havaita, että ostettaessa kultaa vasta osakemarkkinan romahduksen jälkeen, kulta tuottaa edelleen positiivista tuottoa eli kulta toimii turvasatamana jo tapahtuneen markkinaromahduksen jälkeenkin.

Baur ja McDermott (2010) vastaavasti tutkivat, toimiiko kulta turvasatamana osakesijoituksille kehittyneillä sekä kehittyvillä markkinoilla. Vuosien 1979–2009 data osoittaa kullan toimivan suojana ja turvasatamana Euroopan merkittävimmille osakemarkkinoille sekä Yhdysvaltojen osakemarkkinoille. Näitä ominaisuuksia ei kuitenkaan havaittu Australian, Kanadan, Japanin tai isojen kehittyvien markkinoiden osakemarkkinoilla. Baurin ja McDermottin mukaan sijoittajat etsivät turvasatamasijoituksia erityisesti voimakkaiden lyhytaikaisten negatiivisten shokkien aikana.

Baur ja McDermott (2010) käyttävät tutkimuksessaan päivä-, viikko- ja kuukausitason dataa, jota sovitetaan lineaariseen ja GARCH-muotoiseen regressiomalliin. Data osoittaa kullan hinnan ja koko maailman kattavan osakeindeksin liikkuvan tiettyinä ajanjaksoina samaan suuntaan ja tiettyinä aikoina vastakkaisiin suuntiin. Kullan beetan voidaan sanoa muuttuvan ajan myötä; nousumarkkinassa kullan hinta tapaa laskea ja laskumarkkinassa vastaavasti nousta. Baur ja McDermott käyttävät estimoituja alueellisia osakeindeksejä, kuten maailma, Pohjois-Amerikka, Latinalainen Amerikka, EU, EMU sekä kehittyvät markkinat. Niiden kehitystä verrataan kullan hinnan kehitykseen tavanomaisissa ja äärimmäisissä markkinaolosuhteissa. Dollareissa ilmaistujen alueellisten indeksien tulosten mukaan kulta ei toimi suojana osakeindekseille lukuun ottamatta Pohjois-Amerikan indeksiä. Kulta vaikuttaa

liikkuvan jopa voimakkaasti samansuuntaisesti alueellisten osakeindeksien kanssa tavanomaisissa ja äärimmäisissä markkinaoloissa (päivä-, viikko- ja kuukausidata). Koska alueelliset indeksit on ilmoitettu dollareissa, valuuttakurssien muutokset vaikuttavat tuloksiin.

Baurin ja McDermottin (2010) mukaan valuuttavaikutuksista huolimatta tarkasteltaessa tuloksia päivädatan osalta, on havaittavissa erittäin merkittäviä negatiivisia korrelaatioita kullan ja alueellisten indeksien välillä äärimmäisissä markkinaolosuhteissa. Muut tekijät, kuten turvasatamavaikutus dominoivat valuuttakurssien vaikutusta ääriolosuhteissa. Päivädatan perusteella kulta vaikuttaa toimivan vahvana suojana ja vahvana turvasatamana äärimmäisen negatiivisen shokin aikaan osakkeille. Tulos on yhdenmukainen muille paitsi kehittyvien markkinoiden indeksille. Sijoittajat vaikuttavat reagoivan eri tavoin shokkeihin kehittyneillä ja kehittyvillä markkinoilla. Baur ja McDermott jatkavat tulosten osoittavan kullan ja osakkeiden tuoton olevan monissa tapauksissa epälineaarista. Tarkasteltaessa yksittäisten maiden osakemarkkinoita niiden omissa valuutoissa, kulta toimii suojana osakkeille ja myös turvasatamana Ranskassa, Saksassa, Sveitsissä, Yhdistyneessä Kuningaskunnassa sekä Yhdysvalloissa.

Australian, Kanadan ja Japanin osakemarkkinat liikkuvat keskimäärin samansuuntaisesti kullan kanssa ja vastaavasti äärimmäisissä olosuhteissa niiden väliset regressiokertoimet ovat negatiivisia. Näiden markkinoiden erilaiset tulokset selittyvät Baurin ja McDermottin (2010) mukaan osakemarkkinoiden erilaisella luonteella. Kanadassa ja Australiassa osakemarkkinat sisältävät monia kaivosyhtiöitä. Tämän vuoksi osakkeiden ja hyödykkeiden, mukaan lukien kullan, hinnan kehitys tapaa olla samansuuntaista. Japanin osakemarkkinat ovat puolestaan polkeneet pitkään paikoillaan, minkä vuoksi kullalla on siellä erityinen asema.

Baur ja McDermott (2010) tarkastelevat kullan turvasatamaominaisuuksia lähemmin kolmen kriisin aikana: osakemarkkinoiden romahdus lokakuussa 1987, Aasian kriisi lokakuussa 1997 sekä syyskuussa 2008 huipentunut maailmanlaajuinen finanssikriisi. Lokakuun 1987 tapahtumien kokonaisvaikutukset osoittavat kullan ja osakkeiden välillä olevan nollakorrelaation kaikilla muilla markkinoilla, paitsi Yhdysvalloissa ja Kanadassa, missä korrelaatio on selvästi negatiivinen. Tästä voidaan päätellä kullan

toimivan heikkona turvasatamana muilla markkinoilla paitsi Yhdysvalloissa ja Kanadassa, missä kulta toimii vahvana turvasatamana. Aasian vuoden 1997 kriisin osalta tulokset ovat epäyhtenäiset ja kulta ei vaikuttaisi toimivan turvasatamana. Nämä tulokset eivät kuitenkaan ole tilastollisesti merkitseviä. Baurin ja McDermottin mukaan syksyn 2008 finanssikriisi jakaa markkinat kahteen eri ryhmään. Euroopan ja USA:n markkinoilla kulta toimii vahvana turvasatamana, kun monilla markkinoilla kuten Australiassa kullalla ja osakkeilla on vahva positiivinen korrelaatio. Koska kullan dollarimääräisen hinnan muutos on sama jokaisella markkinalla tietyn aikajakson sisällä, kokonaismuutosten erot johtuvat paikallisten osakemarkkinoiden erilaisesta toiminnasta sekä valuuttakurssien muutoksista.

Ciner, Gurdgiev ja Lucey (2013) tarkastelevat pääasiallisten omaisuuslajien keskinäisiä korrelaatioita vuosina 1990–2010 Isossa-Britanniassa ja Yhdysvalloissa. Tutkimuksen kohteena olevat muuttujat ovat kulta, osakkeet, valtioiden joukkovelkakirjat, öljy sekä valuuttakurssit. Tutkimuksen tavoitteena on tehdä empiiristä analyysia ehdollisen korrelaation ajallisesta vaihtelusta ja miten nämä muuttujat toimivat suojauksena toisilleen. Lisäksi Ciner ym. pyrkivät saamaan näyttöä siitä, muuttuvatko riippuvuussuhteet äärimmäisissä markkinaolosuhteissa eli toimivatko eri omaisuuslajit toisilleen turvasatamina.

Cinerin ym. (2013) mukaan he keskittyvät erityisesti kullan ja öljyn kykyyn tarjota suojaa voimakkaassa laskumarkkinassa oleville osakkeille ja joukkovelkakirjoille. Heidän tutkimuksessaan käytetään päivädataa tammikuusta 1990 kesäkuuhun 2010 sisältäen osakeindeksejä, valtioiden joukkovelkakirjoja, valuuttakursseja, kullan spot- ja futuurihintoja sekä öljyfutuureita. Ciner ym. hyödyntävät tutkimuksessaan dynaamisen ehdollisen korrelaation menetelmää, jonka on kehittänyt Engle (2002). Menetelmän etuna on, että se tuottaa ajallisesti vaihtuvia korrelaatioita, joita voidaan hyödyntää tutkittaessa omaisuuslajien hintojen riippuvuuksia tavanomaisen markkinakehityksen aikana. Turvasatama -lähestymistavassa eli tutkittaessa omaisuuslajien hintojen riippuvuuksia äärimmäisissä markkinaolosuhteissa Ciner ym. hyödyntävät Baurin ja Luceyn (2010) tapaan kvantiiliregression menetelmää. Tähän lähestymistapaan liittyy tutkittavien omaisuuslajien tuottojakaumien häntien käyttäytyminen.

Monet aikaisemmat tutkimukset, kuten Shiller ja Beltratti (1992) keskittyvät pääosin osakkeiden ja valtioiden joukkovelkakirjojen väliseen suhteeseen, jonka on usein havaittu olevan negatiivinen. Valtioiden joukkovelkakirjoja pidetään yleisesti kullan tapaan turvasatamana. Uudemmat tutkimukset, kuten Andersen, Bollerslev, Diebold ja Vega (2007) sekä Baele, Bekaert ja Inghelbrecht (2010) väittävät, että osakkeiden ja valtioiden joukkovelkakirjojen välisessä suhteessa voi tosiasiassa olla ajallista vaihtelua. Osakkeiden ja joukkovelkakirjojen välinen suhde on nousumarkkinan aikaan positiivinen ja vastaavasti laskumarkkinassa negatiivinen.

Cinerin ym. (2013) tutkimus antaa vahvistusta sille, että valtioiden joukkovelkakirjat toimivat suojana osakkeille ainakin keskimäärin ja kulta toimii suojana valuuttakursseille. Kullan ja dollarin välillä vallitsee selkeästi negatiivinen korrelaatio. Kulta vaikuttaisi käyttäytyvän antivaluutan tavoin eli se toimii suojana dollarille ja punnalle. Lisäksi kulta vaikuttaisi toimivan myös turvasatamana valuuttakurssien laskiessa rajusti. Tämä antaa vahvistusta sille, että kulta on enemmän monetaarinen omaisuuslaji kuin hyödyke.

Cinerin ym. (2013) tulokset Yhdysvaltojen osalta osoittavat, että kulta ei toimi turvasatamana osakkeille. Lisäksi äärimmäisissä markkinaolosuhteissa kullan hinnanmuutokset eivät ole tilastollisesti merkitseviä. Tämä tulos eroaa merkittävästi Baurin ja Luceyn (2010) sekä Baurin ja McDermottin (2010) havainnoista, joiden mukaan kulta toimii turvasatamana osakkeille isossa osassa Eurooppaa ja Yhdysvalloissa. Cinerin ym. mukaan tämä johtuu mahdollisesti uudemmasta aineistosta, sillä kullan hinta on noussut merkittävästi edellä mainittujen tutkimusten jälkeen. Ciner ym. lisäävät, että kullan yleistymisen sijoituskohteena ja erityisesti kultaan sidottujen instrumenttien suosion lisääntyminen, kuten kultaan sijoittavien ETF-rahastojen suosion kasvu saattaa heikentää kullan mainetta turvasatamasijoituksena.

Cinerin ym. (2013) mukaan kulta ei toimi turvasatamana osakkeille tai valtion joukkovelkakirjoille myöskään Isossa-Britanniassa, mutta datan tarkempi tarkastelu osoittaa kullan toimivan tietyissä ääriolosuhteissa hetkellisenä turvasatamana valtion joukkovelkakirjoille. Samankaltaisia tuloksia on havaittavissa myös Yhdysvaltain osakemarkkinoilla. Kiinnostavaa on myös, että punta vaikuttaa toimivan

turvasatamana äärimmäisten hinnanmuutosten aikaan kullalle, osakkeille sekä valtion joukkovelkakirjoille. Nämä tulokset ovat yhdenmukaisia sen havainnon kanssa, että omaisuuslajien käyttäytyminen äärimmäisissä markkinaolosuhteissa saattaa erota merkittävästi tavanomaisista markkinaolosuhteista.

Sijoittajat voivat Cinerin ym. (2013) mukaan käyttää kultaa portfolioissaan suojana dollarin kurssimuutoksia vastaan. Myös esimerkiksi Jaffen (1989) mukaan kullan ottaminen mukaan portfolioon lisää hajautushyötyjä merkittävästi kasvattamalla keskimääräistä tuottoa vähentäen samalla keskihajontaa. World Gold Council (2020c) on kehittänyt Portfolio Simulator -työkalun, jonka avulla voidaan rakentaa kullasta ja muista omaisuuslajeista koostuva portfolio, ja tarkastella sen historiallista suoriutumista. Sen avulla voidaan nähdä, miten esimerkiksi keskimääräinen tuotto sekä keskihajonta muuttuvat, kun portfolion painotukset kullan ja muiden omaisuuslajien välillä muuttuvat.

Merkittävä kullan turvasatamaominaisuuksia ja volatiliteettisuhdetta käsittelevä tutkimus on myös Hoodin ja Malikin (2013) tutkimus. He tarkastelevat kullan ja muiden jalometallien sekä volatiliteetti-indeksin (VIX) kykyä toimia suojana ja turvasatamana Yhdysvaltain osakemarkkinoille. VIX-indeksi on laajasti käytetty volatiliteetti-indeksi, joka ilmaisee S&P 500 -indeksin optioista lasketun 30 päivän implisiittisen volatiliteetin, kuvastaen lyhyen aikavälin konsensusta volatiliteetista osakemarkkinoilla. Tutkimusaineistona Hood ja Malik käyttivät päivittäisiä kullan, hopean, platinan, S&P 500 -indeksin sekä VIX-indeksin päätöskursseja marraskuusta 1995 marraskuuhun 2010. Dataan sovelletaan vastaavanlaista regressiomallia kuin Baur ja McDermott (2010) käyttävät tutkimuksessaan. Kullan, hopean, platinan ja VIX-indeksin tuotot regressoidaan osakemarkkinoiden tuottoihin ja interaktiotermeihin, jotka testaavat toimiiko kyseinen omaisuuserä suojana tai turvasatamana osakemarkkinan laskiessa.

Tarkasteltaessa dataa koko tutkimusajanjaksolta, huomataan kullan ja VIX-indeksin korreloivan negatiivisesti osakemarkkinoiden kanssa. Vastaavasti hopea sekä platina korreloivat positiivisesti osakemarkkinoiden kanssa. Hoodin ja Malikin (2013) regressioanalyysin tulokset osoittavat kullan sekä VIX-indeksin toimivan vahvana suojana osakemarkkinoille, johtuen tilastollisesti merkitsevästä negatiivisesta



korrelaatiosta. VIX-indeksin suojaus vaikuttaa kuitenkin selkeästi kultaa vahvemmalta. Kulta toimii myös vahvana turvasatamana, erityisesti Yhdysvaltain osakemarkkinoiden huonoimpina päivinä korrelaatio osakemarkkinoiden kanssa on selkeästi negatiivinen. VIX-indeksi toimii vielä kultakin vahvempaa turvasatamana erityisesti äärimmäisten negatiivisten markkinaliikkeiden aikaan.

Hoodin ja Malikin (2013) mukaan tarkasteltaessa erilaisia volatiliteettikausia, kullalla ei ole negatiivista korrelaatiota osakemarkkinoiden kanssa erittäin alhaisen tai erittäin korkean volatiliteetin aikana. Vastaavasti VIX-indeksi säilyttää negatiivisen korrelaation suhteessa osakemarkkinoihin jatkuvasti, joten näin ollen VIX-indeksi toimii tutkittavalla ajanjaksolla parempaa turvasatamana kuin kulta. Kuten aiemmin todettua, lisäämällä kultaa portfolioon voidaan pienentää keskihajontaa ja kasvattaa keskimääräistä tuottoa. Hoodin ja Malikin tekemässä portfolioanalyysissä portfolio, josta on 60 % sijoitettuna kultaan ja 40 % S&P 500 -indeksiin, tuotti keskimäärin enemmän ja sillä oli 37 % alhaisempi keskihajonta kuin puhtaasti S&P 500 -indeksiin sijoittavalla portfolioilla. Vastaavasti portfolio, josta 15 % oli sijoitettuna VIX-indeksiin ja 85 % S&P 500 -indeksiin, pystyi alentamaan keskihajontaa 42 % ja silti nostamaan keskimääräistä tuottoa. Hoodin ja Malikin mukaan portfolioanalyysi osoittaa selvästi, että kullan sisällyttäminen osakeportfolioon tarjoaa suojaa ja turvasataman. VIX-indeksin tarjoama suojaus osakemarkkinoille on kuitenkin ylivoimainen ja samoin sen tarjoama turvasatama on vahvempi kuin kullan.

## **2.4 Kullan hinnan ja makrotalouden tekijöiden välinen yhteys**

Batten, Ciner ja Lucey (2010) selvittävät, miten keskeiset makrotalouden tekijät vaikuttavat jalometallien hintatuottoihin Yhdysvalloissa. Tutkimuksessa muuttujina ovat jalometalleista kulta, hopea, platina ja palladium sekä useita makrotaloudellisia muuttujia. Pääoman tuottoa kuvastavat S&P 500 ja maailma osakeindeksit sisältäen niiden osinkotuotot. Vastaavasti korkotuottojen jakautumista kuvastaa Yhdysvaltain 10 vuoden ja 3 kuukauden velkakirjojen välinen korkoero. Lisäksi talouden suhdannetta kuvastavat teollisuustuotantoindeksin vuosimuutos, kuluttajien luottamusindikaattori sekä kaupalla painotettu dollari-indeksi johtuen siitä, että jalometallikauppaa käydään Yhdysvaltain dollareissa. Lisäksi merkittävimmät selittävät muuttujat ovat kuluttajahintaindeksistä laskettu inflaatio ja rahan tarjontaa

kuvastava M2 raha-aggregaatti. Tutkimuksessa käytettävä data on kuukausittaista, ja se ulottuu tammikuusta 1986 elokuuhun 2006. Datan sisältämät muuttujat selittävät talouden suhdanteen, rahamarkkinoiden sekä rahoitusmarkkinoiden vaikutusta jalometallien tuottoon. Battenin ym. mukaan päätavoitteena on selvittää, miten makrotalouden muuttujien volatilitteetti vaikuttaa jalometallien volatilitettiin ja hintadynamiikkaan.

Battenin ym. (2010) lähestymistapa seuraa Rossin (1989) havaintoja, jonka mukaan volatilitteetti kuvastaa informaation välittymistä, joten keskittymällä enemmän volatilitteettirakenteisiin kuin tuottoihin voidaan saada merkittävää tietoa eri omaisuuslajien hintadynamiikasta. Tutkimuksessa hyödynnetään Davidianin ja Carrollin (1987) menetelmää ehdollisten keskihajontojen estimoinnissa, jotta voidaan määrittää volatilitteettisuhteet makrotaloudellisten muuttujien ja jalometallien välillä. Näitä ehdollisia keskihajontoja hyödynnetään VAR-muotoisessa regressioanalyysissä kausaaliteettisuhteiden selvittämiseksi. Testattaessa Granger-kausaaliteettia makromuuttujien ja jalometallien välillä tulokset ovat tilastollisesti merkitseviä muiden muuttujien paitsi hopean osalta. Battenin ym. mukaan tämä vahvistaa ennakko-oletukset, että monetaariset (monetary) sekä taloudelliset (financial) muuttujat vaikuttavat jalometallien hinnanmuodostukseen ja niitä voidaan käyttää myös jalometallien volatilitteetin ennustamiseen. Batten ym. lisäävät hopean erilaisen käyttäytymisen osoittavan, ettei jalometalleja tai muita hyödykkeitä voida tutkia yhtenä indeksinä, sillä ne käyttäytyvät eri tavoin.

Battenin ym. (2010) mukaan kullan volatilitteettia vaikuttaisi selittävän vain monetaariset muuttujat, sillä tärkeimmät selittävät muuttujat kullan volatilitteetille vaikuttavat olevan inflaatio, korot ja rahan tarjonnan kasvuvauhti. Tämä on yhdenmukaista väitteen kanssa, että kulta on monetaarinen omaisuuslaji ja eräänlainen korvikeraha. Batten ym. lisäävät, että vastaavasti platinan ja palladiumin volatilitteettia selittävät myös osakemarkkinat. Tämän vuoksi ne vaikuttaisivat käyttäytyvän enemmän sijoitusinstrumentin tavoin kuin kulta.

Kun tutkittava ajanjakso jaetaan kahteen osaan, saadaan erilaisia tuloksia kuin tarkasteltaessa koko periodia. Tämä on yhdenmukaista sen kanssa, että makrotalouden tekijöiden vaikutus jalometallien hintoihin on ajallisesti muuttuvaa. Vuosien 1986–

1995 tulokset osoittavat yhteyden kullan ja muiden muuttujien välillä olevan heikompaa kuin koko tutkimusperiodilla. Tästä huolimatta kultamarkkinat reagoivat kaikkien muuttujien kanssa, niin monetaaristen kuin taloudellistenkin kanssa. Lisäksi tällä periodilla ei ole havaittavissa kausaliteettisuhdetta muista jalometalleista kultaan, toisin kuin koko tutkimusajanjaksolla on. Battenin ym. (2010) mukaan tätä selittää se, että tutkimusjakson alussa kulta vaikuttaisi olevan itsenäinen suhteessa muihin jalometalleihin, joiden volatilitietin leviämistä yli markkinoiden (volatility spillover) tapahtuu tutkimusjakson alkupuolella ja koko tutkimusjaksolla.

Toisella tarkastelujaksolla vuosina 1996–2006 Battenin ym. (2010) mukaan kullan volatilitietissa on havaittavissa selkeä muutos, sillä taloudellisten (financial) tekijöiden muutokset vaikuttavat olevan merkittävämpiä kullan hinnan muutoksille kuin monetaariset tekijät. Tämä viittaa siihen, että kulta käyttäytyy tällä periodilla enemmän sijoitusinstrumentin kuin rahan tavoin. Kullan monetaariset ominaisuudet ovat mahdollisesti heikentyneet tällä toisella periodilla. Jalometallimarkkinoiden yhteinen hinnanvaihtelu vaikuttaisi lisääntyvän, sillä on havaittavissa epävarmuuden siirtymistä (volatility spillover) muilta jalometallimarkkinoilta kultamarkkinoille.

Battenin ym. (2010) tutkimus antaa ainoastaan osittaista tukea väitteelle, että kaikki tutkimuksessa käytetyt makrotalouden tekijät vaikuttaisivat kaikkien jalometallien volatilitiettiin. Esimerkiksi kullan ja hopean volatilitiettiin vaikuttavat eri tekijät. Lisäksi Batten ym. muistuttavat kultaan sijoittavien ETF-rahastojen yleistymisestä, sillä ei ole vielä varmuutta, ovatko ne vaikuttaneet kultamarkkinoiden pitkän aikavälin dynamiikkaan. Joka tapauksessa kultaan sijoittamisesta on tullut yhä suositumpaa sen saaman julkisuuden ja helppouden takia.

Hammoudehin, Yuanin, McAleerin ja Thompsonin (2010) mukaan hyödykkeitä, kuten öljyä sekä jalometalleja koskevat tutkimukset ovat pitkälti keskittyneet niiden hintakehitykseen ja niiden rooliin makrotaloudellisen informaation välittäjänä. Hammoudehin ym. tavoitteena on tarkastella volatilitiettien ja korrelaatioiden keskinäistä riippuvuutta jalometallien välillä sekä suhteessa Yhdysvaltain dollarin ja euron valuuttakurssiin raha- ja geopolitiikan ollessa läsnä. Tutkimuksessa käytetään GARCH-muotoista monimuuttujamallia, jossa tarkastellaan kullan, hopean, platinan ja palladiumin ehdollista volatilitiettia, korrelaatioiden riippuvuutta sekä jalometallien

hintojen keskinäisiä riippuvuuksia yli ajan. Jalometallien hintoja verrataan myös dollari–euro valuuttakurssiin ja pankkien yön yli korkoon (Federal Funds Rate). Lisäksi mallissa on mukana dummy-muuttujana Irakin vuoden 2003 sota kuvastamassa geopolittisen tapahtuman vaikutusta jalometallien hintoihin. Tämä on otettu mukaan, koska erityisesti kullan hinta on herkkä geopolittisille kriiseille. Käytettävä data on päivittäistä ulottuen tammikuusta 1999 marraskuuhun 2007.

Hammoudehin ym. (2010) mukaan variaatiokertoimien perusteella kullalla on alhaisin historiallinen volatilitteetti verrattuna muihin jalometalleihin, kun taas palladiumin volatilitteetti on suurin johtuen sen pienestä tarjonnasta. He tulkitsevat kullan hinnan alhaisen volatilitteen tukevan sitä tosiasiaa, että kullalla on tärkeä monetaarinen rooli eikä sitä käytetä usein valuuttamarkkinainterventioissa. Kullan hinta tapaa nousta laskumarkkinassa, vastaavasti hopean hinta on enemmän hyödykevetoinen, mutta kullan ja hopean hinnat ovat silti yhteydessä toisiinsa. Nousumarkkinassa hopean tuotto on suurempaa kuin kullan ja laskumarkkinassa päinvastoin. Kullan ja palladiumin hinnan välillä vaikuttaisi olevan heikoin korrelaatio, ja puolestaan kullan sekä platinan hinnan välillä vahvin.

Yön yli koron (Federal Funds Rate) muutoksella vaikuttaa olevan negatiivinen korrelaatio kaikkien jalometallien ja valuuttakurssin kanssa. Jalometallien hintojen ja nimelliskoron muutokset liittyvät toisiinsa valuuttakurssin muutosten kautta sekä sijoittajien siirtäessä painopistettään dollarihintaista arvopapereista jalometalleihin. Dollari–euro (\$/€) valuuttakurssin vahvistumisella on myös yhteys lyhyiden korkojen nousuun ja hyödykkeiden hintojen laskuun.

Hammoudehin ym. (2010) tulokset osoittavat, että lyhyellä aikavälillä lähes kaikki jalometallit reagoivat herkästi niitä koskeviin uutisiin ja heikosti muita jalometalleja koskeviin uutisiin. Kullan hinta reagoi erityisen herkästi kultaa koskeviin uutisiin todennäköisesti siksi, että se on seuratuin jalometalli. Yleisesti kaikki jalometallien hinnat vaikuttavat reagoivan enemmän muutoksiin makrotaloudellisissa tekijöissä kuin muutoksiin, jotka liittyvät esimerkiksi jalometallien tuotantoon. Suhteessa muihin jalometalleihin kulta on vähemmän herkkä makrotaloudellisten tekijöiden muutoksille pitkällä aikavälillä johtuen sen suuresta maanpäällisestä tarjonnasta, joka toimii puskurina vuosittaisille muutoksille sen tuotannossa ja kysynnässä. Kullan

volatiliteetti vaikuttaa olevan lyhyellä aikavälillä suurempaa, mutta pitkällä aikavälillä pienempää kuin muilla jalometalleilla.

Hammoudehin ym. (2010) tulokset osoittavat myös, että lyhyellä aikavälillä volatiliteetin ja informaation leviäminen jalometallimarkkinoiden välillä on merkittävää. Kuitenkin ristikkäiset vaikutukset volatiliteetissa jalometallien välillä ovat rajallisia, mikä vähentää yhteisten globaalien shokkien vaikutusta kaikkiin neljään jalometalliin. Tämän vuoksi kaikkia jalometalleja ei voida tarkastella yhtenä omaisuusluokkana öljyn eri laatujen tapaan, joihin esimerkiksi makrotalouden shokit tai tuotannossa tapahtuvat onnettomuudet vaikuttavat samalla tavoin. Kullan omien shokkien lisäksi hopean ja palladiumin shokeilla on ristikkäinen vaikutus kullan hintaan lyhyellä aikavälillä.

Pitkällä aikavälillä jalometallien volatiliteetit vaikuttavat olevan merkityksellisiä toisilleen. Toisten jalometallien volatiliteettien vaikutukset jalometallien hintoihin ovat kuitenkin pieniä verrattuna jalometallin omien aikaisempien shokkien vaikutukseen. Tämä vaikutus on voimakkainta hopealla ja heikointa kullalla. Pitkällä aikavälillä kullan hinnan volatiliteetti on kaikkein herkin muutoksille toisten jalometallien volatiliteeteissa. Hammoudeh ym. (2010) toteavat palladiumin hinnan volatiliteetin ennakoivan parhaiten kullan hinnan tulevaa volatiliteettia, kun kullan hinnan volatiliteetti ennakoi parhaiten kolmen muun metallin tulevaa volatiliteettia.

Kullan hinta on erittäin herkkä muutoksille valuuttakursseissa ja rahapolitiikassa. Valuuttakurssien muutoksiin vaikuttavat lukuisat talouden perustekijät, jotka vaikuttavat myös jalometallien hintojen muutoksiin. Kiinnostavaa on, että voimakasta epävarmuuden siirtymistä (volatility spillover) tapahtuu jalometalleista valuuttakursseihin. Kullalla on voimakkain vaikutus. Puolestaan hopealla ja platinalla vaikutus on heikompi. Jalometalleja pidetäänkin yleisesti reservivaluuttana. Kullan aikaisempi volatiliteetti kasvattaa valuuttakurssin tämänhetkistä volatiliteettia. Kulta ja Yhdysvaltain dollari ovat olennainen osa keskuspankkien kansainvälisiä valuuttavarantoja kullan toimiessa jalometalleista parhaana turvasatamana dollarille.

Hammoudehin ym. (2010) mukaan kullan hintaa voidaan pitää inflaation kiihdyttäjänä. Keskuspankki voi hillitä dollarin epävakautta muuttamalla yön yli

korkoa (Federal Funds Rate), mutta se saattaa kasvattaa jalometallimarkkinoiden volatiliteettia merkittävästi. Irakin vuoden 2003 sodan vaikutus jalometallien tuottoihin sekä volatiliteettiin on merkittävä. Se nostaa kaikkien jalometallien keskimääräistä tuottoa ja heikentää dollaria suhteessa euroon turvasatamavaikutuksen vuoksi. Sota lisää myös kaikkien jalometallien hintojen ja dollarin volatiliteettia, kuitenkin eniten kullan hinnan volatiliteettia.

Tully ja Lucey (2007) tarkastelevat makrotalouden tekijöiden vaikutusta kullan hintaan Yhdysvalloissa ja Isossa-Britanniassa. He hyödyntävät GARCH-muotoista regressiomallia tarkastellessaan epäsymmetristä volatiliteettia. Tutkimuksen data on kuukausittaista vuosilta 1984–2003 sisältäen kullan ja kultafutuurihintojen lisäksi lukuisia makromuuttujia, kuten esimerkiksi dollarin sekä punnan efektiiviset valuuttakurssit, S&P 500 ja FTSE 100 osakeindeksit, öljyn hinta, kuluttajahintaindeksi, työttömyysaste sekä teollisuustuotanto. Lisäksi tutkimuksessa tarkastellaan lähemmin lyhyempiä ajanjaksoja vuosien 1987 ja 2001 osakemarkkinoiden romahdusten aikaan.

Tarkasteltaessa Tullyn ja Luceyn (2007) tuloksia koko tutkimusajanjaksolta huomataan dollarin ja kullan hinnan välisen suhteen olevan selkeästi negatiivinen ja tilastollisesti merkitsevä. Kullan hinnan noustessa dollari heikkenee suhteessa muihin valuuttoihin ja päinvastoin. Vastaavasti korkojen tai inflaation ja kullan hinnan välillä ei havaita tilastollisesti merkitsevää suhdetta. Kertoimet ovat pääsääntöisesti negatiivisia, mutta eivät tilastollisesti merkitseviä. Myöskään osakemarkkinoiden ja kullan välillä ei havaita tilastollisesti merkitsevää suhdetta, mutta niiden väliset kertoimet ovat negatiivisia, joten ne vaikuttavat kulkevan eri suuntiin.

Tulokset vuosien 1987 ja 2001 romahdusten aikaan ovat hyvin samanlaisia kuin koko tutkimusjaksolla. Dollarin dominoiva vaikutus kullan hintaan on ilmeinen myös kriisiaikoina. On kuitenkin merkittävää, että vuonna 1987 kullan spot-hinnan ja dollarikurssin välinen kerroin on vähemmän negatiivinen ja vähemmän merkitsevä kuin koko tutkimusjaksolla. Vuonna 2001 tilanne on monimutkaisempi, koska kerroin on enemmän negatiivinen ja vähemmän merkitsevä. Myös futuurimarkkinoiden osalta tulokset ovat samankaltaisia. Kokonaisuudessaan Tullyn ja Luceyn (2007) mukaan

dollari on tärkein tai jopa ainoa makrotaloudellinen tekijä, joka vaikuttaa kullan hintaan ja volatilitettiin.

Myös Cain, Cheungin ja Wongin (2001) mukaan useat aikaisemmat tutkimukset ovat osoittaneet valuuttamarkkinoiden vaikuttavan merkittävästi kullan hintaan. Cai ym. keskittyvät tarkastelemaan vuosina 1994–1997 kultafutuuriin tuottoon sekä volatilitettiin vaikuttavia tekijöitä. Data on päivittäistä ja sitä sovitetaan GARCH- ja ARCH-muotoisiin malleihin. Tutkimuksessa tarkastellaan erityisesti, mitkä tekijät vaikuttavat tutkimusajanjakson 25:een suurimpaan kultafutuuriin päivätuottoon. Cain ym. tutkimusajanjaksolla kullan hinta laski merkittävästi ja merkittävin tekijä laskun taustalla vaikuttaa olevan keskuspankkien massiiviset kullan myyntioperaatiot. Kuusi 25:stä suurimmasta kultafutuuriin päivätuotosta johtui Australian ja Sveitsin keskuspankkien myyntioperaatioista. Keskuspankkioperaatioiden lisäksi suurimpien tuottojen taustalla vaikuttavat korot, öljyn hinta, inflaatio, Yhdysvaltain työttömyysaste, Aasian finanssikriisi sekä poliittiset jännitteet Etelä-Afrikassa, joka on merkittävä kullan tuottajamaa.

Tarkasteltaessa makrotalouden tekijöihin liittyvien uutisten vaikutusta kultafutuuriin tuottoon ja volatilitettiin havaitaan ainoastaan neljän tekijän vaikuttavan tilastollisesti merkitsevästi. Ne ovat työllisyyteen, bruttokansantuotteeseen, kuluttajahintoihin sekä kuluttajien tulotasoon liittyvät uutiset. Tämä on yhdenmukaista aikaisempien tutkimusten havaintojen kanssa. Kokonaisuudessaan Cain ym. (2001) mukaan makrotalouden tekijöihin liittyvät uutiset vaikuttavat vähemmän kultamarkkinoihin kuin valuutta- tai valtionvelkakirjamarkkinoihin.

Apergis, Christou ja Payne (2014) puolestaan selvittävät hintojen heijastusvaikutusten (spillover effect) luonnetta kullan sekä hopean, osakkeiden ja useiden makrotalouden tekijöiden välillä Kanadassa, Ranskassa, Saksassa, Italiassa, Japanissa, Isossa-Britanniassa ja Yhdysvalloissa vuosina 1981–2010. Tutkimus on jatkoa muun muassa Battenin ym. (2010) sekä Hammoudehin ym. (2010) vastaaville. Nämä tutkimukset tarkastelevat useiden makrotaloudellisten tekijöiden yhteyttä jalometallien hintojen muutoksiin. Apergisin ym. mukaan useat aiemmat tutkimukset pyrkivät selvittämään talouden suhdannesyklien ja makrotaloudellisten tekijöiden vaikutusta kullan ja muiden jalometallien hintoihin. Makrotaloudellisten tekijöiden yhteisestä

vaikutuksesta jalometallien hintojen volatilitetteihin on kuitenkin vain rajallista näyttöä, mutta kuitenkin monetaarisilla muuttujilla sekä valuuttakursseilla vaikuttaa olevan voimakkain vaikutus jalometallien volatilitetteihin. Tämän vuoksi Apergin ym. tutkimuksen tavoitteena on tarkastella laajemmin jalometallien, osakemarkkinoiden ja makrotalouden tekijöiden keskinäistä vuorovaikutusta. He pyrkivät selvittämään hinnoittelevatko jalometallimarkkinat sekä osakemarkkinat makrotalouden riskit samanaikaisesti.

Apergis ym. (2014) käyttävät faktori-augmentoitua vektoriautoregressiivistä (FAVAR) mallia, jonka etuna on hyödyntää suurta paneelidataa. Lisäksi he hyödyntävät Bernanken, Boivinin ja Eliaszin (2005) lähestymistapaa FAVAR-mallille. Mallin avulla voidaan poimia yksi tai useampia yhteisiä tekijöitä suuresta datasta, jotka kuvaavat osakemarkkinoita ja makrotaloudellista ympäristöä, sekä miten ne vaikuttavat kultamarkkinoihin. FAVAR-mallin etu verrattuna tavanomaiseen vektoriautoregressiiviseen (VAR) malliin verrattuna on, että VAR-mallissa on valittava mitkä havaintomuuttujat edustavat parhaiten teoreettisia käsitteitä. Vastaavasti FAVAR-mallissa jalometallimarkkinoita ohjaavat muuttujat ovat piileviä ja niitä ei suoraan voida havaita tietojoukosta. Markkinaennusteiden ennustekyky paranee FAVAR-mallin avulla, kun makrotalouden piileviä muuttujia voidaan hyödyntää jalometalli- ja osakemarkkinoiden ennustamisessa. Apergis ym. jatkavat, että myös shokkien tunnistamiseen ja impulssivasteanalyysin suorittamisessa hyödynnetään Bernanke ym. lähestymistapaa. Tarkoituksena on jakaa data hitaasti ja nopeasti liikkuviin muuttujiin. Hitaasti liikkuvat muuttujat eivät reagoi samanaikaisiin yllättäviin shokkeihin. Vastaavasti nopeasti liikkuvat muuttujat ovat erittäin herkkiä samanaikaisille shokeille taloudessa.

Apergis ym. (2014) käyttävät kuukausittaista dataa kullin ja hopean hinnoista (USD/unssi ja USD/kg). Osakemarkkinoita kuvaa laaja joukko osakeindeksejä G7 maiden osakemarkkinoilta. Lisäksi makrotaloudellista ympäristöä näissä maissa kuvaavat teollisuustuotanto, kuluttajahintaindeksit/inflaatio, työttömyysasteet, valuuttakurssit, öljyn hinnat, reaaliset lyhyt- ja pitkäaikaiset korot, valtion joukkovelkakirjaindeksit sekä rahan tarjonta. Gortonin ja Rouwenhorstin (2006) mukaan teollisuustuotanto sekä työttömyys vaikuttavat jalometallien hintoihin taloudellisen epävarmuuden kautta, tämä vaikuttaa sijoittajien odotuksiin talouden



tulevasta kehityksestä. Vastaavasti heidän mukaansa inflaatio vaikuttaa jalometallien hintoihin futuurimarkkinoiden kautta, koska futuurihintoihin vaikuttaa voimakkaasti odotettu inflaatio.

Apergis ym. (2014) jatkavat valuuttakurssien vaikuttavan jalometallien hintoihin kansainvälisten markkinoiden kautta. Erityisesti valuuttakurssien shokit vaikuttavat jalometalleja vievien maiden talouteen kansainvälisten hintojen vaihtelun aiheuttamien inflaatio- ja deflaatioshokkien muodossa. Apergin ym. mukaan reaalisella korkotasolla voidaan ennustaa tulevia investointimahdollisuuksia, sillä se vaikuttaa kuluttajien kulutus- ja sijoituspäätöksiin yli ajan. Yleensä laskevat ja alhaiset reaalikorot nostavat kullan hintaa, kun vastaavasti nousevat ja korkeat reaalikorot laskevat kullan hintaa. Lisäksi rahan tarjonta vaikuttaa kullan hintaan joko suoraan korkotason tai välillisesti inflaation ja inflaatio-odotusten kautta. Inflaatio, teollisuustuotanto sekä työttömyysaste vaikuttaisivat olevan hitaasti reagoivia muuttujia, muiden muuttujien ollessa nopeasti reagoivia.

Tarkasteltaessa varianssikompositioita Apergin ym. (2014) mukaan kullan hintaan näyttäisi vaikuttavan eniten teollisuustuotanto sekä korot. Lisäksi myös työttömyysasteella, inflaatiolla sekä rahan tarjonnalla on merkittävä vaikutus. Vastaavasti osakemarkkinoiden vaikutus kullan hinnan kehitykseen vaikuttaisi olevan vähäistä. Tarkasteltaessa impulssivastefunktioita huomataan kullan hinnan reagoivan negatiivisesti viiden kuukauden ajan teollisuustuotannon sekä korkojen positiiviseen shokkiin. Apergin ym. mukaan tämä vaikuttaa olevan merkki kullan hinnan laskemisesta korkotason ollessa korkea. Frankelin (2006) mukaan jalometallien hintatason sekä korkotason välillä vallitsee käänteinen relaatio. Hän jatkaa, että erityisesti korkeat korot vähentävät jalometallien kysyntää ja lisäävät niiden tarjontaa. Tämä kannustaa sijoittajia siirtymään jalometalleista muihin sijoitusmuotoihin, kuten esimerkiksi joukkovelkakirjoihin. Yleisesti taloustieteessä korkotasoa pidetään tekijänä, joka vaikuttaa ajankohtaisiin kulutus- ja sijoituspäätöksiin. Näin ollen korkeat korot johtavat alhaisempiin investointeihin ja kulutukseen, mikä puolestaan johtaa alhaisempaan tuotantoon sekä suurempaan epävarmuuteen taloudessa. Kaikki tämä saa sijoittajat siirtymään jalometalleihin, mikä nostaa niiden hintoja.

Apergis ym. (2014) toteavat rahan tarjonnan positiivisten shokkien nostavan kullan hintaa, mutta tämä tulos ei ole kuitenkaan tilastollisesti merkitsevä. Vastaavasti positiiviset shokit työttömyysasteessa ja inflaatiossa vaikuttavat negatiivisesti kullan hintaan. Toisin sanoen korkeammalla työttömyysasteella ja inflaatiolla on taipumus heikentää makrotaloudellista ympäristöä yhdessä makrotaloudellisen epävarmuuden kanssa ohjaten sijoittajia pois jalometallimarkkinoilta. Apergis ym. lisäävät osakemarkkinoiden positiivisten shokkien vaikuttavan positiivisesti myös kullan hintaan, mikä viittaa sijoittajien yleiseen trendiin hyödyntää nousevaa markkinaa.

Apergin ym. (2014) empiiriset havainnot osoittavat hintojen siirtymisen jalometallimarkkinoiden, osakkeiden ja makrotaloudellisten tekijöiden välillä olevan huomattavaa. Tulokset korostavat erityisesti makrotaloudellisen ympäristön roolia kullan tuottojen selittämisessä, kun vastaavasti osakemarkkinoilla ei vaikuttaisi olevan yhtä suurta merkitystä. Tutkimus korostaa myös kullan hinnan sekä tiedonsiirron dynaamisen käyttäytymisen merkitystä globaalissa osakemarkkinajärjestelmässä. Lisäksi tämä yhteys on ratkaisevan tärkeä maailmanlaajuisten riskienhallintastrategioiden kannalta kultaan ja osakkeisiin sijoittaville. Capien ym. (2005) mukaan kulta on ollut maailmanlaajuisten valuuttavarantojen avaintekijä kaupankäynnissä ja valuuttasuojauksissa. Sen vuoksi hintojen heijastusvaikutukset ovat yleensä enemmän globaaleista kuin paikallisista tekijöistä johtuvia.

Puolestaan Zhang ja Wei (2010) keskittyvät tarkastelemaan erityisesti kulta- ja öljymarkkinoiden välistä yhteyttä pitkällä ja lyhyellä aikavälillä muun muassa VAR-mallin, yhteisintegroituvuuden ja Granger-kauseliteetin avulla. Tutkimuksessa käytetään päivädataa tammikuusta 2000 maaliskuuhun 2008. Zhangin ja Wein mukaan aikaisemmissa tutkimuksissa on havaittu kahden suuren hyödykemarkkinan, öljyn ja kullan, välillä samanlaisia trendejä niiden hintojen kehityksessä. Zhangin ja Wein mukaan heidän datastaan on selvästi havaittavissa vahva positiivinen korrelaatio kullan ja öljyn hintojen välillä. Hintasarjat vaikuttavat jakavan yhdenmukaisen hintakehityksen, vaikkakin lyhyillä ajanjaksoilla on havaittavissa epäjohdonmukaista volatiliteettia. Heidän tutkimuksensa tavoitteena on löytää pitkän aikavälin yhteisintegroituvuusrelaatio näiden kahden hyödykkeen hinnan välillä, sekä tarkastella hintojen vaikutussuhteita lyhyellä aikavälillä virheenkorjausmallin ja Granger-kauseliteetin avulla.

Testattaessa yhteisintegroituvuutta Zhangin ja Wein (2010) mukaan kullan sekä öljyn hinnan välillä vallitsee selkeä ja vahva yhteisintegroituvuusrelaatio. Toisin sanoen niillä on siis pitkäaikainen tasapainovaikutus toistensa kanssa. Tämä johtuu todennäköisesti siitä, että molempiin vaikuttavat samanlaiset tai jopa samat tekijät. Sekä öljy- ja kultakauppaa käydään enimmäkseen Yhdysvaltain dollareissa, jolloin dollarin volatilitetti aiheuttaa muutoksia samaan suuntaan kullan ja öljyn hinnassa. Esimerkiksi dollarin pitkäaikainen heikentyminen tutkimusajanjaksolla on tukenut kullan ja öljyn hinnan vahvaa nousua. Indeksien, joka kuvastaa dollarin kurssia suhteessa muihin merkittäviin valuuttoihin, korrelaatio kullan sekä öljyn hintojen kanssa on selkeästi negatiivinen tutkimusajanjaksolla. Zhangin ja Wein mukaan tuon dollari-indeksin ja kullan sekä öljyn hinnan välillä vallitsee Granger-kausalisuus eli dollarin heikentyminen ennakoii kullan ja öljyn hinnan vahvistumista.

Kuten myös jo aiemmin todettua, dollarin ja talouden perustekijöiden lisäksi myös geopolittiset tekijät vaikuttavat herkästi kullan sekä öljyn hintaan. Erityisesti kullan hinta nousee usein hyvin nopeasti tiettyjen geopolittisten tapahtumien vuoksi. Geopolitiikka vaikuttaa usein myös öljyn tuotantoon sekä toimituksiin, kuten Zhangin ja Wein (2010) tutkimusjaksolla 2000-luvun alkupuolella öljyn hinta nousi rajusti geopolittisen epävarmuuden vuoksi. Tarkasteltaessa kullan ja öljyn hinnan keskinäistä vuorovaikutusta virheenkorjausmallin avulla lyhyellä aikavälillä voidaan huomata, että tilastollisesti merkitsevästi saman päivän aikana kullan hinnan vaikutus öljyn hintaan on viisi kertaa suurempaa kuin öljyn hinnan vaikutus kullan hintaan. On kuitenkin huomattava, että kullan hinnan shokin vaikutus öljyn hintaan kestää vain korkeintaan päivän, kun öljyn hinnan shokin vaikutus kullan hintaan saattaa kestää useamman päivän. Kullan ja öljyn hintojen välillä vallitsevan yhteisintegroituvuuden vuoksi kullan ja öljyn hintasarjojen kehitys voi poiketa toisistaan vain rajallisesti. Esimerkiksi kultamarkkinoiden volatilitetti on erittäin merkittävä öljyn hintaan vaikuttava tekijä, mutta se on vain yksi vaikuttava tekijä.

Riippumatta viivepituudesta öljy- ja kultamarkkinoiden välillä vallitsee selkeä yksisuuntainen lineaarinen Granger-kausaliiteetti. Öljyn hinnan muutos vaikuttaa edeltävän kullan hinnan muutosta. Öljyn hinnan nousu siis aiheuttaa kullan hinnan muutoksen samaan suuntaan. Kullan hinnan muutos ei kuitenkaan tilastollisesti merkitsevästi aiheuta öljyn hinnan muutosta. Zhangin ja Wein (2010) mukaan tämä

tulos selittyy öljyn ja kullan luontaisilla ominaisuuksilla. Raakaöljy on erittäin tärkeä teollisuuden raaka-aine ja sen hinnan nousu yleensä kiihdyttää inflaatiota. Vastaavasti samaan aikaan kullan toimiessa suojana kiihtyvää inflaatiota vastaan. Tutkimusajanjaksolla öljyn hinta rikkoi jatkuvasti ennätyksiä, mikä puolestaan kiihdytti kullan kysyntää inflaatiolta suojautumiseksi. Tämän seurauksena myös kullan hinta nousi reippaasti. Zhang ja Wei jatkavat, että kullan hintaa nostaa erityisesti paljon öljyä vievien maiden lisääntyvä kultakysyntä. Heidän mukaansa 2000-luvun ensimmäisinä vuosina erityisesti Lähi-Idän kasvanut kultakysyntä nostatti kullan hintaa reippaasti.

## **2.5 Yhteenveto aikaisemmista tutkimuksista**

Kulta on ainutlaatuinen jalometalli. Se on ollut ensimmäisiä rahan muotoja, keskeinen osa rahajärjestelmiä ja vielä nykyäänkin tärkeä osa keskuspankkien valuuttavarantoja. Kultaa pidetään korreloimattomana useiden muiden omaisuuslajien kanssa ja sen volatiliteetti on jalometalleista alhaisin. Lisäksi sen tarjonta on rajallista sekä kysyntä epäsyklistä. Kultaa on pitkään käytetty suojana inflaatiota vastaan, sillä sen on havaittu toimivan suojana inflaatiota vastaan erityisesti pitkällä aikavälillä. Lisäksi sitä käytetään suojana dollarin kurssimuutoksia vastaan, koska kultakauppaa käydään enimmäkseen Yhdysvaltain dollareissa.

Useat tutkimukset osoittavat kullan toimivan vahvana turvasatamana osakemarkkinoille Yhdysvalloissa ja Euroopassa, niin tavanomaisina aikoina kuin myös kriiseissä. Muiden markkinoiden osalta tulokset ovat ristiriitaisia. Kullan toimiessa turvasatamana osakemarkkinoille, ottamalla kultaa mukaan sijoitusportfolioon voidaan kasvattaa keskimääräistä tuottoa vähentäen samalla keskihajontaa. Tulokset kullan toimisesta turvasatamana valtioiden ja yritysten velkakirjamarkkinoille ovat myös osin ristiriitaisia. Kullan hinnan ja dollarin sekä punnan kurssien välillä on havaittavissa negatiivista korrelaatiota, kullan on havaittu toimivan turvasatamana myös valuutoille. Kullan on todettu käyttäytyvän rahan tavoin, ja sitä pidetään enemmän monetaarisena omaisuuslajina kuin hyödykkeenä. Tämän vuoksi kulta on tärkeä osa keskuspankkien valuuttavarantoja.

Kullan hintakehitykseen vaikuttavat useat tekijät. Makrotalouden tekijöiden on todettu vaikuttavan kullan hintaan enemmän kuin esimerkiksi muutosten kullan tuotannossa, mutta myös esimerkiksi geopolitiikalla on merkittävä vaikutus kullan hintakehitykseen. Edellä käsiteltyjen tutkimusten mukaan kullan hinnan kehitykseen vaikuttavat muun muassa dollarin kurssi, korot, inflaatio, rahan tarjonta, teollisuustuotanto, työttömyysaste sekä öljyn hinta. Dollarin kurssia pidetään merkittävimpana tekijänä, joka vaikuttaa kullan hinnan kehitykseen. Kullan ja muiden jalometallien hintojen muutokset vastaavasti vaikuttavat valuuttakurssien kautta muun muassa korkoihin. Osakemarkkinoiden vaikutuksen kullan hintaan on havaittu olevan vähäistä. Öljyn ja kullan hinnan välillä puolestaan on havaittu selkeä yhteys, sillä niiden hintakehitykseen vaikuttavat samat tekijät, kuten dollari. Ne ovat yhteisintegroituneita, positiivisesti korreloituneita ja niiden välillä on havaittu kausaalisuhteita. Öljyn hinnan muutoksen on havaittu edeltävän kullan hinnan muutosta.

Seuravaksi luvuissa 3–5 tarkastellaan Yhdysvalloista kootun tutkimusaineiston avulla ennakoivatko kullan hinta ja 11 makrotalouden muuttujaa toisiaan. Luvussa 3 muuttujien välisiä suhteita tarkastellaan kuvioiden ja korrelaatioiden avulla, sekä luvuissa 4 ja 5 laajan ekonometrisen analyysin avulla.

### 3 TUTKIMUSAINEISTO JA KUVIOTARKASTELU

#### 3.1 Tutkimusaineiston kuvaus

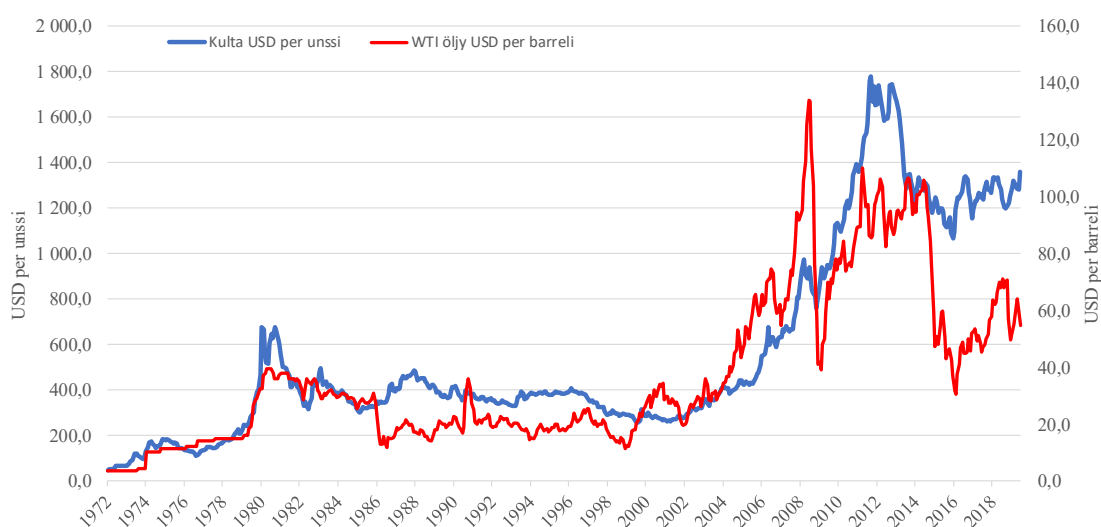
Tämän tutkielman empiirisessä osassa on tarkoitus tutkia, miten kullan hinnan kehitys vaikuttaa yhdentoista makrotalouden muuttujan kehitykseen, ja vastaavasti miten nämä yksitoista muuttujaa vaikuttavat kullan hintaan. Tutkimuksessa käytettävä data on kerätty St. Louisin keskuspankin (Federal Reserve Bank of St. Louis) internet-sivustolta. Muuttujiksi ovat valikoituneet kullan spot-hinta (USD per unssi), WTI öljyn spot-hinta (USD per barreli), Willshire 5000 -indeksi, Yhdysvaltain teollisuustuotanto- ja kuluttajahintaindeksit, Yhdysvaltain työttömyysaste (%), pankkien luotonanto Yhdysvalloissa (mrd. USD), Yhdysvaltain M1 ja M2 raha-aggregaatit (mrd. USD), Yhdysvaltain 10 ja 2 vuoden valtionvelan korot (%), sekä 10 ja 2 vuoden valtionvelkojen välinen korkoero eli korkokäyrä (%).

Tutkimuksessa käytettävä kuukausittainen aikasarja-aineisto ulottuu vuoden 1972 tammikuusta vuoden 2019 kesäkuuhun. Näin ollen aikasarjat sisältävät 570 havaintoa. Poikkeuksen tekevät 2 vuoden valtionvelan korko ja korkoero, joissa aineisto ulottuu vuoden 1976 kesäkuusta vuoden 2019 kesäkuuhun sisältäen näin 517 havaintoa. Vuosi 1972 on valittu datan alkuvuodeksi, koska Bretton Woods -järjestelmä hajosi vuonna 1971. Tämän jälkeen kullan hinta ei ole enää ollut sidottuna millekään tasolle, vaan se on saanut määräytyä vapaasti markkinoilla.

Seuraavassa alaluvussa 3.2 tarkastellaan kuvioden avulla kullan hinnan ja muiden aikasarjojen kehitystä sekä vertailua toisiinsa. Luvun 3.2 kuvioissa käytettäviä aikasarjoja ei ole esikäsitelty eli aikasarjat ovat tasoissaan. Tämän tutkielman kaikissa taulukoissa ja luvun 5 kuvioissa käytettävät aikasarjat ovat esikäsiteltyjä. Tämä tarkoittaa tässä tapauksessa, että ne ovat luonnollisella logaritmilla logaritmoituja lukuun ottamatta työttömyysastetta ja korkomuuttujia. Logaritmoinnilla saavutetaan datalle toivottavia ominaisuuksia, kuten aikasarjojen skaalauksien muuttuminen verrannolliseksi, jakaumien muuttuminen lähemmäksi normaalijakaumaa sekä varianssien stabiloituminen (Brooks, 2014: 34).

### 3.2 Aikasarjojen kuviotarkastelu

Kuviosta 2 voidaan huomata kullan ja öljyn hintojen kehityksissä olevan paljon samankaltaisuuksia. Öljykriisit erottuvat piikkeinä öljyn hinnassa ja öljyn hinnanmuutokset öljykriisien aikana ovat kullan hinnanmuutoksia voimakkaampia. Vuoden 2008 finanssikriisiin saakka kullan hinta vaikuttaa seuraavan öljyn hinnanmuutoksia. Kullan hinnan tapaan myös öljyn hinnalla on usein taipumus nousta epävarmuuden lisääntyessä, mutta toisaalta talouden ollessa laskusuhdanteessa öljyn hinnalla on kuitenkin tapana laskea sen kysynnän heikentyessä.



**Kuvio 2. Kullan kuukausihinta USD per unssi ja WTI öljyn kuukausihinta USD per barreli ajanjaksolla 1/1972–6/2019. (Federal Reserve Bank of St. Louis, 2019i; 2019m.)**

Kuten kuviosta 2 nähdään, erityisesti 1970- ja 1980-luvuilla kullan sekä öljyn hinta muuttuvat samaa tahtia ja seuraten toinen toistaan. 2000-luvulle tultaessa tuo kehitys vaikuttaa hieman muuttuneen, sillä ennen vuoden 2008 finanssikriisiä öljyn hinnan nousu oli kullan hinnan nousua huomattavasti voimakkaampaa huipentuen vuonna 2008 öljy- ja finanssikriisiin, joita seurasi öljyn hinnan merkittävä lasku. Kullan ja öljyn hinnat kehittyivät 2000-luvulla ennen finanssikriisiä kuitenkin samansuuntaisesti. Finanssikriisin jälkeen kullan hinnan nousua ja laskua vaikuttaa seuraavan öljyn hinnan muutos samaan suuntaan. Tutkimusjakson viimeisinä vuosina kullan ja öljyn hinnat muuttuvat verrattain tasaisesti.



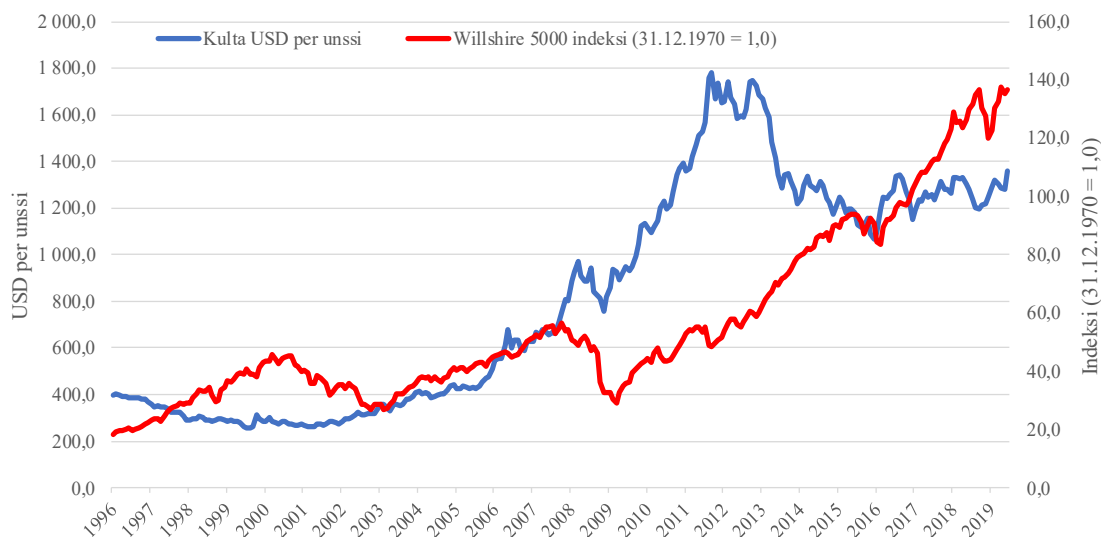
**Kuvio 3. Kullan kuukausihinta USD per unssi ja Willshire 5000 -indeksi kuukausitasolla ajanjaksolla 1/1972–12/1995. (Federal Reserve Bank of St. Louis, 2019i; 2019o.)**

Kuviosta 3 voidaan huomata kullan hinnan ja osakemarkkinoiden eriävä kehitys vuosien 1972–1995 aikana. Tarkasteltava osakeindeksi Willshire 5000 on Yhdysvaltain laajin osakeindeksi sisältäen noin 5000 pörssinoteerattua yhtiötä (Willshire, 2020). Aikasarjan alussa Willshire 5000 -indeksillä kesti noin kymmenen vuotta tuplaantua, kun samassa ajassa kullan hinta nousi todella nopeasti moninkertaiseksi. Öljykriisit vaikuttivat negatiivisesti osakemarkkinoihin ja osakemarkkinat laskivat tai polkivat paikoillaan. Kuviossa 3 näkyy myös hyvin lokakuu 1987 ja osakemarkkinoiden raju lasku. Willshire 5000 -indeksi laski tuolloin merkittävästi, kun samaan aikaan kullan hinta nousi ja vastaavasti kääntyi laskuun osakemarkkinoiden toipuessa.

Kuvioista 3 ja 4 nähdään, että 1990-luvulla osakemarkkinat nousivat kullan hintaa nopeammin. Osakemarkkinat nousivat selvästi 1990-luvun lopulta 2000-luvun alkuun ja samaan aikaan kullan hinta polki paikoillaan tai jopa laski. IT-kuplan puhjettua osakemarkkinat kääntyivät laskuun ja kullan hinta lievästi nousuun. Kullan hinta sekä osakemarkkinat nousivat suhteellisen tasaisesti vuosituhaten vaihteesta vuoden 2008 finanssikriisiin saakka. Tällöin osakemarkkinoiden rajua laskua seurasi kullan hinnan nousu ja sen jälkeen myös hinnan laskua osakemarkkinoiden kääntyttyä uudelleen nousuun. Usein ennen talouden kriisiä kullan hinta nousee ensin, minkä jälkeen osakemarkkinat laskevat. Vastaavasti osakemarkkinoiden elpessä ja kääntyessä nousuun kullan hinta vaikuttaa korjaavan hieman alaspäin. Kullan hinnan noustessa

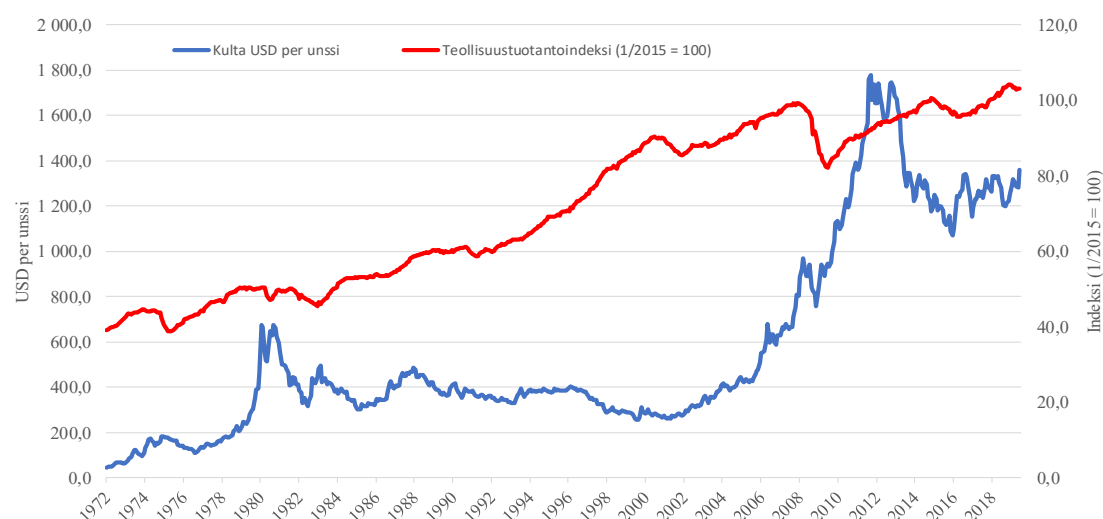


yrkäksi eurokriisin myötä vuosina 2011 ja -12 osakemarkkinat notkahtavat hieman eli havaittavissa on jonkinlaista turvasatama liikehdintää. Aikasarjojen viimeisten vuosien aikana erityisesti osakemarkkinat ovat nousussa.



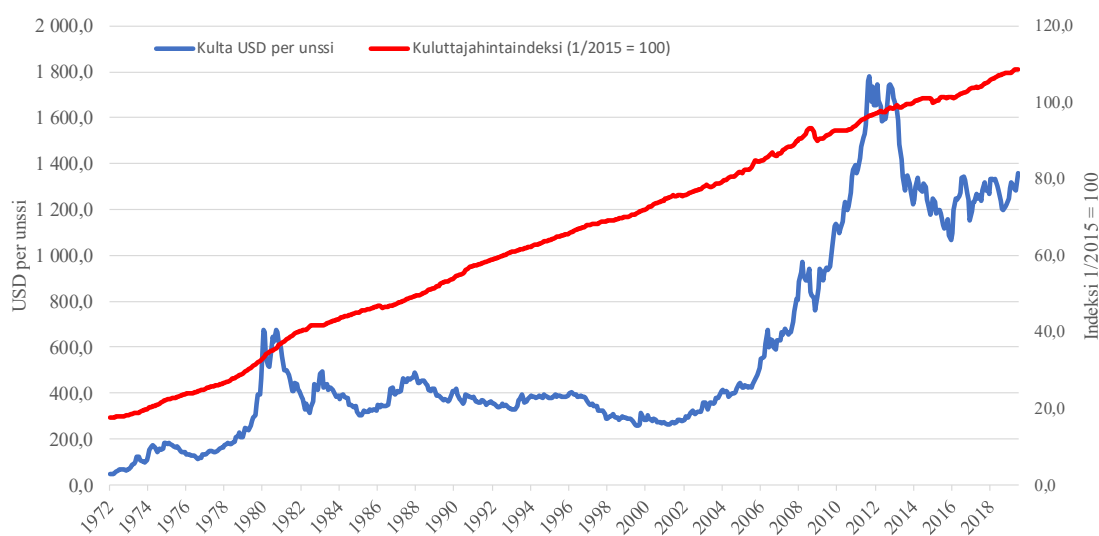
**Kuvio 4. Kullan kuukausihinta USD per unssi ja Willshire 5000 -indeksi kuukausitasolla ajanjaksolla 1/1996–6/2019. (Federal Reserve Bank of St. Louis, 2019i; 2019o.)**

Kuviosta 5 voidaan nähdä Yhdysvaltain teollisuustuotantoindeksin suhteellisen tasainen nousu 2000-luvulle saakka. Kullan hinta ja teollisuustuotantoindeksi vaikuttaisivat kulkevan ajoittain eri suuntiin eli niiden välillä on ainakin kuvion 5



**Kuvio 5. Kullan kuukausihinta USD per unssi ja Yhdysvaltain teollisuustuotantoindeksi kuukausitasolla (1/2015 = 100) ajanjaksolla 1/1972–6/2019. (Federal Reserve Bank of St. Louis, 2019i; 2019j.)**

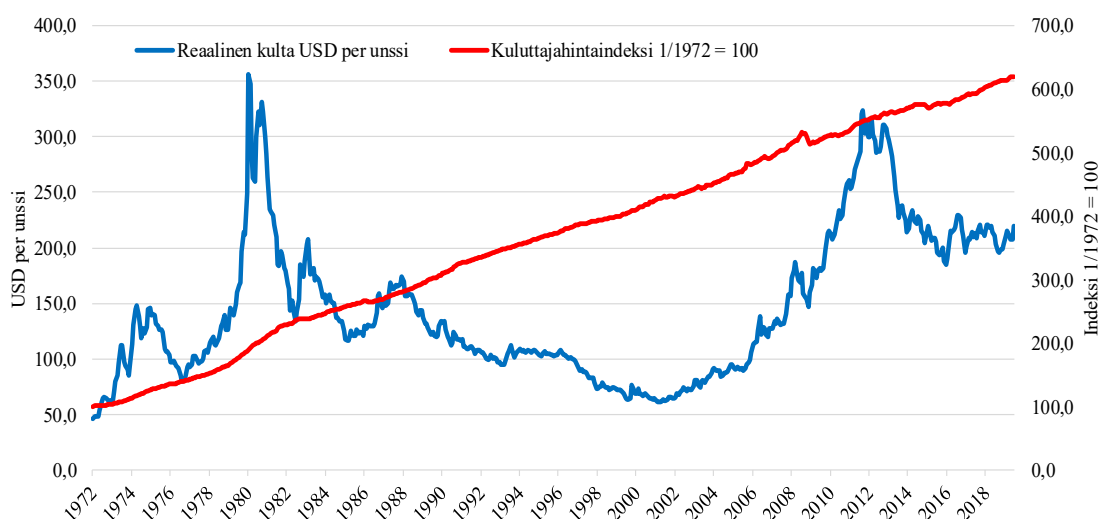
perusteella havaittavissa ajoittain negatiivista korrelaatiota. Ennen 2000-lukua kullan hinnan huippu osuu usein teollisuustuotantoindeksiin laskuun. Näin on esimerkiksi 1970-luvun puolivälissä, 1980-luvun alussa ja myös 2000-luvun alussa. Siinä vaikuttaisi olevan eroa riippuen tilanteesta kumpi muuttuu ensin. Ennen 2000-lukua vaikuttaa siltä, että ensin kullan hinta nousee/laskee ja teollisuustuotanto seuraa perässä. 2000-luvulla asetelmassa on havaittavissa muutosta päinvastaiseen suuntaan. Kokonaisuudessaan teollisuustuotantoindeksi ja kullan hinta vaikuttavat muuttuvan toisiinsa nähden samaan tapaan kuin kullan hinta ja osakemarkkinat.



**Kuvio 6. Kullan kuukausihinta USD per unssi ja Yhdysvaltain kuluttajahintaindeksi kuukausitasolla (1/2015 = 100) ajanjaksolla 1/1972–6/2019. (Federal Reserve Bank of St. Louis, 2019i; 2019f.)**

Kuviosta 6 huomataan Yhdysvaltain kuluttajahintaindeksiin koko tutkimusajanjakson kestävä tasainen nousu. Kuluttajahintaindeksi sisältää useiden muiden taloudellisten aikasarjojen tapaan selkeän nousevan trendin. Tarkasteltaessa kuvioita 6 ja 7 huomataan, että tutkittavalla ajanjaksolla hintataso on yli kuusinkertaistunut. Kuviosta 6 on vaikea nähdä suoraa yhteyttä kuluttajahintaindeksiin ja kullan hinnan kehityksen välillä. Kuluttajahintaindeksiin huiput vaikuttavat osuvan usein kullan hinnan laskuun ja vastaavasti notkahdus indeksissä näkyy nousuna kullan hinnassa. Esimerkiksi vuoden 2008 finanssikriisin aikaan ensin kullan hinta nousee huippuunsa ja kullan hinnan laskiessa kuluttajahintaindeksi nousee pienellä viiveellä huippuunsa.

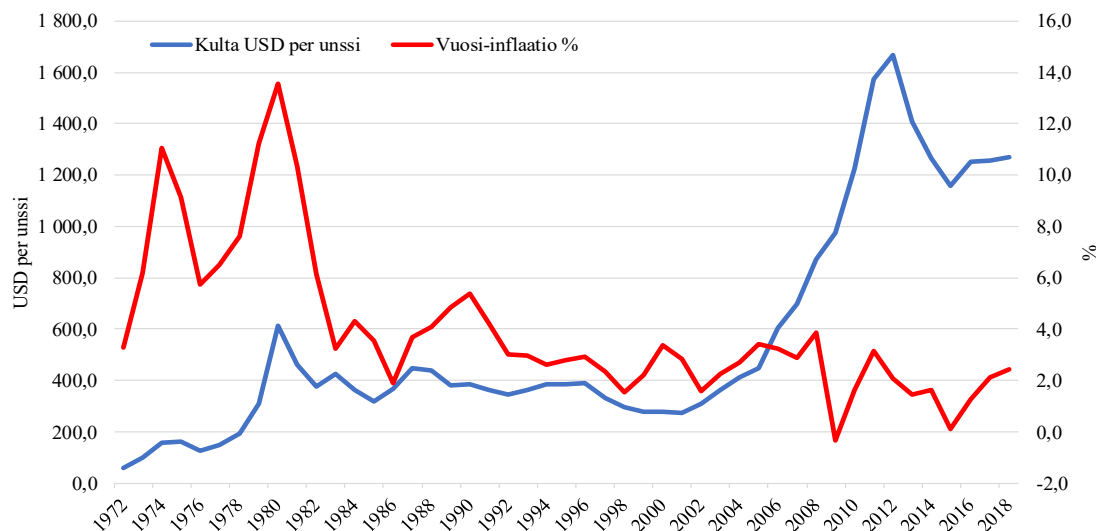
Kuviosta 7 voidaan nähdä paremmin kullan hinnan ja hintatason välinen yhteys. Reaalinen kullan hinta nousi todella rajusti 1970- ja 1980-lukujen vaihteessa, samoin kuin myös vuosina 2011 ja -12. Erityisesti tuo 1970- ja 1980-lukujen vaihteen reaalisen kullan hinnan nousu näkyy nimellisessä aikasarjassa suhteellisesti pienempänä nousuna kuin mitä se todellisuudessa on. Reaalinen kullan hinta on tutkimusjaksolla huipussaan vuonna 1980, kun puolestaan nimellinen hinta on vuonna 2011. Tästä voidaan huomata hintatason nousun merkittävä vaikutus myös kullan hintaan. Reaalinen kullan hinta näyttää kuvion 7 perusteella nousevan selkeästi useimpien kriisien ja taloudellisen epävakauden aikana. Kuviossa 7 on kuitenkin silmiinpistävää, miten alhaalla reaalinen kullan hinta on 2000-luvun alun IT-kuplan puhkeamisen aikaan.



**Kuvio 7. Kullan reaalin kuukausihinta tammikuun 1972 dollariin USD per unssi ja Yhdysvaltain kuluttajahintaindeksi kuukausitasolla (1/1972 = 100) ajanjaksolla 1/1972–6/2019. (Federal Reserve Bank of St. Louis, 2019i; 2019g.)**

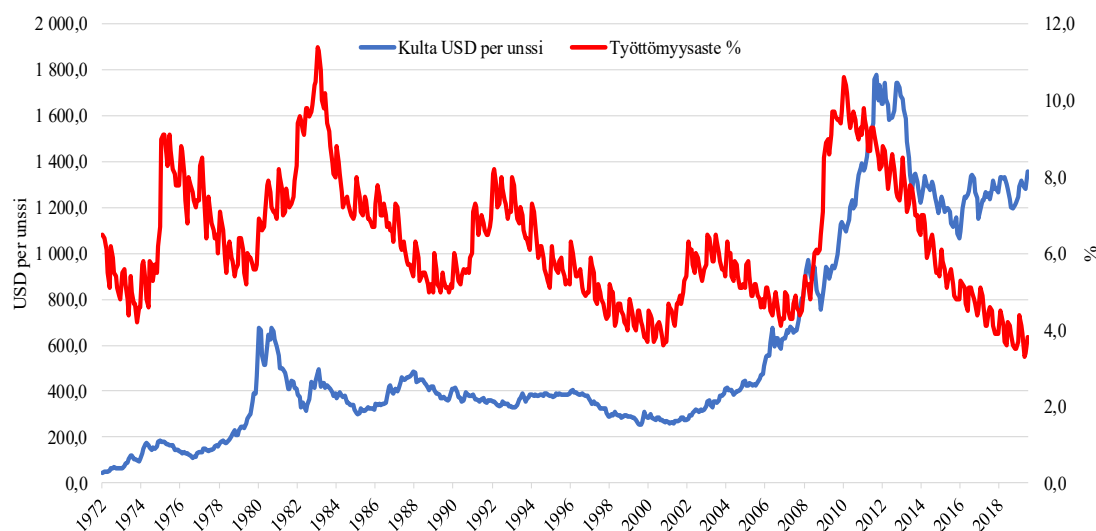
Kuvio 8 kuvaa Yhdysvaltain kuluttajahintaindeksistä laskettua vuosittaista muutosta eli inflaatiovauhtia ja nimellistä kullan hintaa vuositasolla. Kuviosta 8 voidaan nähdä paremmin nimenomaan hintatason muutoksen ja kullan hinnan yhteys. Ennen vuoden 2008 finanssikriisiä inflaatio ja kullan hinta kehittivät hyvin samankaltaisesti, kullan hinnan noustessa myös inflaatiovauhti kasvaa. Kuviossa korostuu erityisesti 1970-luvun ja 1980-luvun alun korkea inflaatiotaso, ja samalla kullan hinnan voimakas nousu vuonna 1980. 1990-luvulla ja 2000-luvun alussa inflaatio ja kullan hinta

kehittyivät suhteellisen tasaisesti sekä samansuuntaisesti. Vuoden 2008 jälkeen inflaatio on ollut maltillista ja kullan hinta noussut rajusti, mutta suurin osa kullan hinnan ja inflaation muutoksista on kuitenkin ollut samansuuntaisia tutkimusjaksolla.



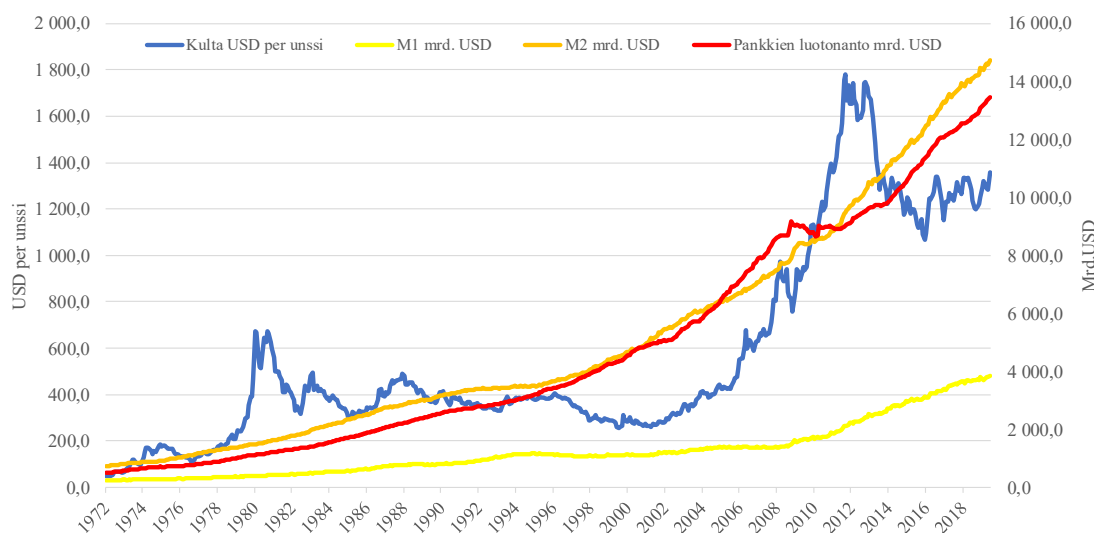
**Kuvio 8. Kullan vuosihinta USD per unssi ja Yhdysvaltain inflaatio vuositasolla (%) ajanjaksolla 1972–2018. (Federal Reserve Bank of St. Louis, 2019h; 2019e.)**

Kuvio 9 kuvaa Yhdysvaltain työttömyysasteen ja kullan hinnan välistä yhteyttä. Kuviosta voidaan huomata työttömyysasteen sykliset muutokset, talouden kriisien



**Kuvio 9. Kullan kuukausihinta USD per unssi ja Yhdysvaltain työttömyysaste kuukausitasolla (%) ajanjaksolla 1/1972–6/2019. (Federal Reserve Bank of St. Louis, 2019i; 2019n.)**

erottuessa piikkeinä kuvaajassa. 1970-luvun puolivälissä, 1980- ja 1990-lukujen alkupuolella, 2000-luvun alussa sekä vuosina 2008–2010 on havaittavissa selkeä nousu työttömyysasteessa. Työttömyysaste on hitaasti reagoiva muuttuja, sen muutokset tulevat usein viiveellä talouden shokin jälkeen (Apergis ym., 2014). Verrattaessa kullan hinnan kehitystä työttömyysasteen kehitykseen, voidaan havaita kullan hinnan nousupiikkien usein osuvan työttömyysasteen aallonpohjiin. Eli vaikuttaa siltä, että kullan hinta nousee ennakoivasti epävarmuuden lisääntyessä taloudessa ja työttömyysaste nousee vasta hieman viiveellä negatiivisen shokin isettyä talouteen. Vuoden 2009 jälkeen Yhdysvaltain työttömyysaste on laskussa ja aikasarjan lopussa alimmillaan koko tarkastelujaksolla, kun samaan aikaan kullan hinta on noussut voimakkaasti, laskenut ja on lopussa jälleen uudelleen nousussa.



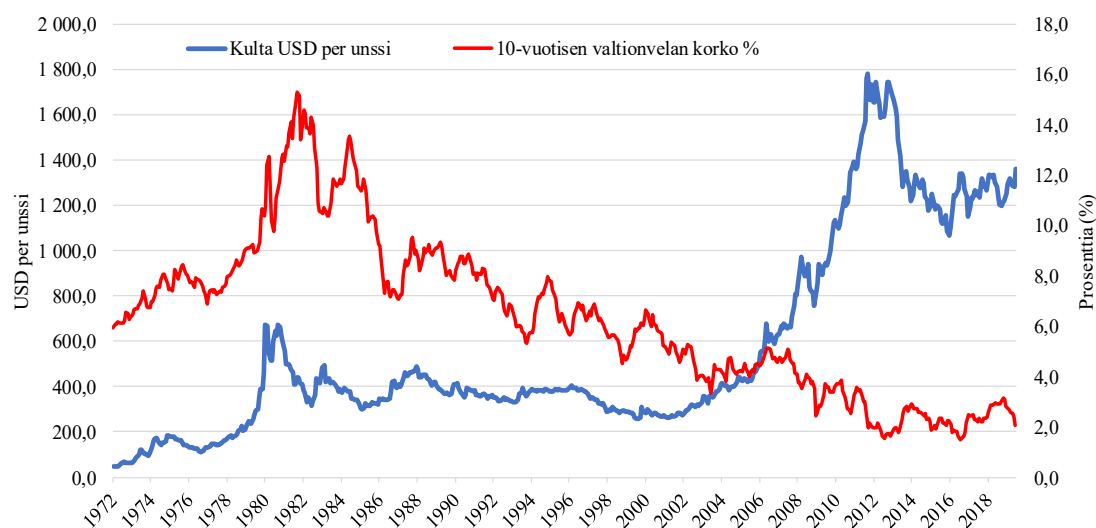
**Kuvio 10. Kullan kuukausihinta USD per unssi, Yhdysvaltain M1 raha-aggregaatti kuukausitasolla (mrd. USD), Yhdysvaltain M2 raha-aggregaatti kuukausitasolla (mrd. USD) ja pankkien myöntämien luottojen dollarimäärä Yhdysvalloissa kuukausitasolla (mrd. USD) ajanjaksolla 1/1972–6/2019. (Federal Reserve Bank of St. Louis, 2019i; 2019k; 2019l; 2019d.)**

Kuviossa 10 on esitettyä M1 ja M2 raha-aggregaattien, pankkien luotonannon ja kullan kuukausihinnan kuvaajat. M1 on rahan suppea määritelmä sisältäen heti käytettävissä olevan rahan, kuten käteisen, shekit ja talletukset (Federal Reserve Bank of St. Louis, 2019k). M2 puolestaan on laajempi rahan määritelmä sisältäen M1 lisäksi muun muassa määräaikaiset talletukset (Federal Reserve Bank of St. Louis, 2019l). M2 aggregaattia käytetään yleensä kuvaamaan rahan tarjonnan määrää. Tarkasteltaessa kuviota 10 voidaan huomata, etteivät M1 aggregaatin ja kullan hinnan

muutokset juurikaan seuraa toisiaan. Huomattavaa kuitenkin on, että M1 on yli tuplaantunut vuoden 2008 kriisin jälkeen samaan aikaan, kun myös kullan hinta on noussut reilusti.

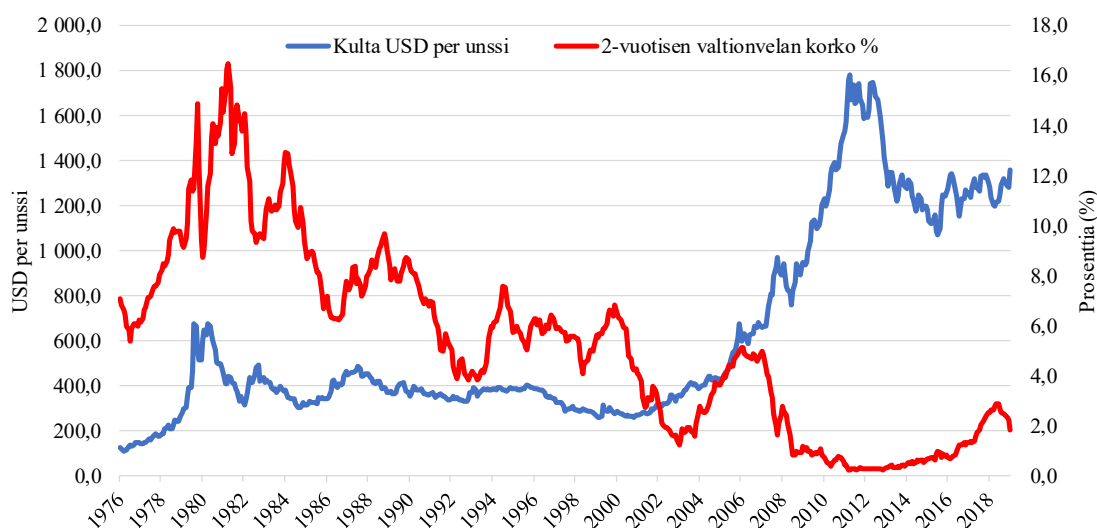
Kuten kuviosta 10 nähdään, M2 aggregaatti ja pankkien luotonanto kasvavat suhteellisen tasaisesti koko tarkastelujakson ajan. Erityisesti 1970-luvun alusta 1990-luvun alkuun M2 ja luotonanto kasvavat tasaisesti, kun samalla ajanjaksolla kullan hinnassa on useita nousuja ja laskuja. 1990-luvun lopulta 2000-luvulle tultaessa huomataan kullan hinnan laskevan ja samaan aikaan M2:n sekä luotonannon kasvavan. Tämän lisäksi luotonannon määrä kasvaa samalle tasolle M2 kanssa. IT-kuplan puhkeamisen myötä havaitaan notkahdus luotonannon määrässä ja samaan aikaan kullan hinnan kääntyminen nousuun.

Vuoden 2008 lähestyessä havaitaan erityisesti kullan hinnan selkeä nousu ja luotonannon kasvu, jotka molemmat notkahtavat vuonna 2009. M2 vaikuttaisi reagoivan hieman viiveellä ja sen huippu tässä kriisissä osuu vuoteen 2009 johtuen todennäköisesti keskuspankin elvyttävästä rahapolitiikasta kriisin aikana. Kullan hinnan vuoden 2011 nousuhuipun jälkeen M2 ja luotonanto lähtevät jyrkkään kasvuun. Huomattavaa on, että M1 tavoin M2 sekä pankkien luotonanto kasvavat huomattavasti vuoden 2008 jälkeen, ja samaan aikaan myös kullan hinta pysyy korkealla tasolla.



**Kuvio 11. Kullan kuukausihinta USD per unssi ja Yhdysvaltain 10 vuoden valtionvelan korko prosentteina (%) kuukausitasolla ajanjaksolla 1/1972–6/2019. (Federal Reserve Bank of St. Louis, 2019i; 2019a.)**

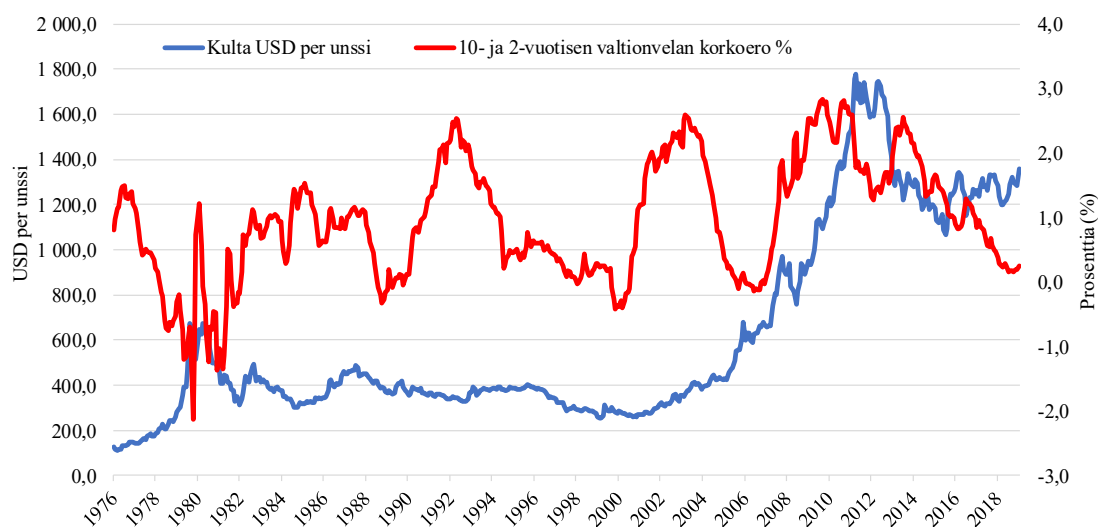
Kuviossa 11 on esitettyä Yhdysvaltain 10 vuoden valtionvelan korko sekä kullan hinta. 10 vuoden korossa on havaittavissa selkeä laskeva suuntaus 1980-luvun alun 15 prosentin tasolta 2010-luvun noin 2 prosentin tasolle. Kuviosta voidaan huomata aikasarjan alkupuolella kullan hinnan huippua seuraavan pitkän koron nouseminen, ja vastaavasti koron nousua vaikuttaa seuraavan kullan hinnan lasku. Kun tullaan 2000-luvulle, korkotaso vakiintuu suhteellisen matalalle tasolle ja vastaavasti kullan hinta nousee merkittävästi. Kullan hinnan ja pitkän koron välillä on siis havaittavissa negatiivista korrelaatiota kuvion 11 perusteella. Kehitys kullan hinnan ja pitkän koron välillä pysyy ikään kuin saman muotoisena koko periodin ajan, mutta muutosten voimakkuus koron suuruudessa ja kullan hinnassa vaihtelee.



**Kuvio 12. Kullan kuukausihinta USD per unssi ja Yhdysvaltain 2 vuoden valtionvelan korko prosentteina (%) kuukausitasolla ajanjaksolla 6/1976–6/2019. (Federal Reserve Bank of St. Louis, 2019i; 2019c.)**

Samanlaista kehityskulkua voidaan havaita myös kuviossa 12 2 vuoden valtionvelan koron ja kullan hinnan välillä. Kuvion perusteella vaikuttaa siltä, että kullan hinnan ja lyhyen koron yhteys on moninaisempi kuin pitkä koron. Erityisesti ennen 2000-lukua vaikuttaisi siltä, että kullan hinnan laskiessa lyhyt korko nousee ja päinvastoin. Ennen vuoden 2008 finanssikriisiä kullan hinta ja 2 vuoden korko nousivat yhdessä, mutta kriisin iskiessä lyhyt korko kääntyi selvään laskuun ja kullan hinta jyrkkään nousuun. Lyhyt korko on pysynyt tämän jälkeen alhaisella tasolla, mutta aikasarjan lopussa on kuitenkin havaittavissa pientä nousua. Samaan aikaan kullan hinta on kulkenut eri

suuntaan ja noussut paljon. Myös 2 vuoden koron ja kullan hinnan välillä vaikuttaisi olevan negatiivista korrelaatiota.



**Kuvio 13. Kullan kuukausihinta USD per unssi sekä Yhdysvaltain 10 ja 2 vuoden valtionvelan välinen korkoero prosentteina (%) kuukausitasolla ajanjaksolla 6/1976–6/2019. (Federal Reserve Bank of St. Louis, 2019i; 2019b.)**

Kuviossa 13 on esitetty 10 ja 2 vuoden valtionvelan välinen korkoero sekä kullan hinta. Korkoero on laskettu vähentämällä 10 vuoden korosta 2 vuoden korko (Federal Reserve Bank of St. Louis, 2019b). Kun korkoero kääntyy negatiiviseksi, lyhyen aikavälin korko on silloin korkeampi kuin pitkän aikavälin korko. Tämä kertoo yleensä lyhyen aikavälin epävarmuudesta taloudessa. Negatiivista korkoeroa pidetäänkin merkinä lähestyvistä markkinaromahduksesta ja taantumasta.

Kuten kuviosta 13 nähdään, korkoero on ollut negatiivinen vuosina 1979–81, 1989–90, 2000 ja 2006–07, lisäksi useamman kerran ero on käynyt nollassa tai lähellä sitä, kuten vuonna 2019. Vuosina 1979–81 korkoeron ollessa negatiivinen kullan hinta on nousussa etenkin vuonna 1980, samoin on myös esimerkiksi vuosina 2000 ja 2006–07. Vaikuttaa siltä, että korkoeron pienentyessä kullan hinnalla on taipumus kääntyä nousuun, kuten esimerkiksi vuonna 2011, kun kullan hinta nousi rajusti ja korkoero pienentyi. Voidaan sanoa, että erityisesti lyhyen aikavälin epävarmuuden lisääntyessä taloudessa korkoero pienenee ja kullan hinta nousee.



Taulukko 1 kuvaa kullan hinnan ja makromuuttujien välisiä korrelaatioita ajanjaksolla 6/1976–6/2019. Korrelaatiomatriisista voidaan huomata, että tutkimusajanjaksolla kullan hinnan kanssa vahvimmin korreloivat öljyn hinta, raha-aggregaatit, pankkien luotonanto sekä kuluttajahintaindeksi. Heikoimmin kullan hinnan kanssa vaikuttavat korreloivan työttömyysaste sekä korkoero. Työttömyysaste vaikuttaa korreloivan suhteellisen heikosti myös muiden muuttujien kanssa. 10 ja 2 vuoden korot ovat ainoat muuttujat, jotka korreloivat negatiivisesti kullan hinnan kanssa, ja tämä on selkeästi havaittavissa myös kuvioista. Korrelaatiot vahvistavat jo aiemmin kuvioiden perusteella tehtyjä tulkintoja: suurin osa makrotaloudellisista aikasarjoista liikkuu pitkällä aikavälillä saman suuntaisesti kullan hinnan kanssa.

On kuitenkin otettava huomioon, että tarkasteltava ajanjakso on pitkä ulottuen 1970-luvulta vuoteen 2019. Muun muassa tämän vuoksi korrelaatiot eivät kerro paljoa tuon tutkimusaikavälin sisällä tapahtuvasta kehityksestä kullan hinnan ja muiden muuttujien välillä. Kuten kuvioista 2–13 huomataan, lähes kaikki aikasarjat liikkuvat suurimman osan ajasta samansuuntaisesti kullan hinnan kanssa. Vastaavasti kaikki aikasarjat liikkuvat ajoittain myös vastakkaiseen suuntaan kullan hinnan kanssa. Tätä tukevat myös esimerkiksi Battenin ym. (2010) sekä Cinerin ym. (2013) havainnot, että kullan hinnan ja makrotalouden tekijöiden väliset suhteet ovat ajallisesti muuttuvia. Lisäksi on otettava huomioon aikasarjojen sisältämät trendit, jotka ovat hyvin nähtävissä myös kuvioista. Taloudelliset aikasarjat sisältävät usein kasvavan trendin, minkä vuoksi niiden väliset korrelaatiot voivat olla suuria, mutta eivät kuitenkaan merkitseviä toisilleen.

**Taulukko 1. Muuttujien korrelaatiomatriisi ajanjaksolla 6/1976–6/2019.**

Muuttuja	Kulta	Öljy	Willshire	TTI	KHI	Luotto	M1	M2	Työttömyys	10v korko	2v korko	Korkoero
Kulta	1,00											
Öljy	0,84	1,00										
Willshire	0,68	0,62	1,00									
TTI	0,63	0,64	0,98	1,00								
KHI	0,74	0,67	0,98	0,95	1,00							
Luotto	0,77	0,71	0,98	0,97	0,99	1,00						
M1	0,79	0,64	0,96	0,91	0,96	0,97	1,00					
M2	0,80	0,72	0,97	0,95	0,98	0,99	0,98	1,00				
Työttömyys	0,10	0,13	-0,40	-0,43	-0,28	-0,30	-0,31	-0,28	1,00			
10v korko	-0,59	-0,52	-0,87	-0,88	-0,83	-0,88	-0,86	-0,87	0,29	1,00		
2v korko	-0,58	-0,52	-0,83	-0,83	-0,81	-0,85	-0,84	-0,85	0,15	0,98	1,00	
Korkoero	0,32	0,31	0,35	0,31	0,41	0,40	0,40	0,42	0,40	-0,49	-0,66	1,00

Kulta = kullan spot-hinta, Öljy = WTI öljyn spot-hinta, Willshire = Willshire 5000 -indeksi, TTI = Yhdysvaltain teollisuustuotantoindeksi, KHI = Yhdysvaltain

kuluttajahintaindeksi, Luotto = pankkien luotonanto Yhdysvalloissa, M1 = Yhdysvaltain M1 raha-aggregaatti, M2 = Yhdysvaltain M2 raha-aggregaatti, Työttömyys = työttömyysaste Yhdysvalloissa, 10v korko = 10 vuoden Yhdysvaltain valtionvelan korko, 2v korko = 2 vuoden Yhdysvaltain valtionvelan korko, Korkoero = 10 vuoden ja 2 vuoden Yhdysvaltain valtionvelkojen välinen korkoero. Työttömyysastetta ja korkoja lukuun ottamatta muuttujat ovat logaritmoituja.

### 3.3 Yhteenveto kuviotarkastelusta

Kuten todettua taloustieteessä on yleinen käsitys, että useimmat taloudelliset aikasarjat sisältävät kasvavan trendin. Tämä on selvästi nähtävissä kuvioista 1–13, työttömyysastetta sekä korkoja lukuun ottamatta aikasarjat ovat selvästi kasvavia pitkällä aikavälillä. Koroissa on havaittavissa vastaavasti laskevaa trendiä 2000-luvulla. Myös taulukon 1 korrelaatiot tukevat näitä havaintoja, sillä työttömyysaste ja korkoero korreloivat heikosti lähes kaikkien muuttujien kanssa. Lisäksi 2 sekä 10 vuoden korot korreloivat negatiivisesti muiden muuttujien kanssa.

Kuten aiemmin todettua, kullan hinnan ja muiden aikasarjojen välillä on havaittavissa selkeitä yhteisiä kasvavia trendejä tarkasteltaessa koko periodia 1970-luvulta aina vuoteen 2019. Lyhyellä aikavälillä, ja erityisesti talouden kriiseissä, kullan hinta sekä muut aikasarjat saattavat kuitenkin kulkea täysin päinvastaisiin suuntiin. Esimerkiksi kuvioista 5 voidaan huomata, miten usein kriiseissä teollisuustuotantoindeksi laskee ja kullan hinta nousee samaan aikaan. Kuitenkin pitkällä aikavälillä molemmat nousevat ja niiden välillä vallitsee positiivinen korrelaatio. Kuten myös kuvioista 11 ja 12 huomataan, miten korot ja kullan hinta liikkuvat pitkällä aikavälillä eri suuntiin, mutta lyhyellä aikavälillä muutoksia on myös samaan suuntaan.

Myös kuvioista 2 nähdään kullan ja öljyn hinnan välinen yhteys: pitkällä aikavälillä ne muuttuvat hyvin samalla tavalla ja niiden välillä on vahva korrelaatio. Myös lyhyellä aikavälillä niiden muutokset ovat samankaltaisia ja seuraavat toisiaan, tosin öljyn hinta vaikuttaisi olevan kullan hintaa herkempi markkinoiden epävarmuudelle. Lisäksi kuluttajahintaindeksin kehitys vaikuttaa erityisesti öljyn hintaan, mutta myös kullan hintaan kuten kuvioista 6–8 huomataan. Nimellisen ja reaalisen kullan hinnan kehitys eroavat toisistaan tarkasteltaessa talouden epävarmoja aikoja. Erityisesti 1980-luvun alussa reaalin hinta nousi rajusti ja oli tuolloin korkeimmillaan koko tarkastelujaksolla.

Luvussa 5 tarkastellaan kullan hinnan ja muiden aikasarjojen kehitystä tarkemmin lyhyellä sekä pitkällä aikavälillä käyttäen ekonometrisia menetelmiä. Seuraavassa luvussa 4 käydään läpi noiden menetelmien teoriataustaa.

## 4 TUTKIMUSMENETELMÄT

Tässä luvussa käydään läpi luvussa 5 käsiteltävien empiiristen tulosten teoriaa hieman tarkemmin. Tämä helpottaa myöhemmin tulosten tulkintaa.

### 4.1 Stationaarisuus ja yksikköjuuritestaus

Aikasarjoihin perustuva empiirinen analyysi perustuu usein siihen, että tutkittavat aikasarjat ovat stationaarisia. Aikasarja on stationaarinen, kun sen keskiarvo ja varianssi eivät ole riippuvaisia ajasta. Epästationaaristen aikasarjojen käyttäminen johtaa usein näennäisregressioihin (spurious regression) eli regression muuttujien välillä on tilastollisesti merkitseviä suhteita, jotka vaikuttavat regression tuloksiin. Muuttujien välillä saattaa olla merkitseviä korrelaatioita ilman kausaalisuhteita. (Gujarati 2003: 792–798.)

Stationaarisuus voidaan jakaa heikkoon ja vahvaan stationaarisuuteen. Aikasarjan  $y_t$  sanotaan olevan heikosti stationaarinen eli kovarianssistationaarinen, mikäli sen odotusarvo ja kaikki autokovarianssit ovat riippumattomia ajasta. Stokastinen prosessi on kovarianssistationaarinen, mikäli kaikkina ajankohtina  $t$  ja  $t-s$ ,

$$E(y_t) = E(y_{t-s}) = \mu, \quad (1)$$

$$E[(y_t - \mu)^2] = E[(y_{t-s} - \mu)^2] = \sigma_y^2, \quad (2)$$

$$E[(y_t - \mu)(y_{t-s} - \mu)] = E[(y_{t-j} - \mu)(y_{t-j-s} - \mu)] = \gamma_s, \quad (3)$$

missä odotusarvo  $\mu$ , varianssi  $\sigma_y^2$  sekä autokovarianssi  $\gamma_s$  ovat vakioita. Lisäksi odotusarvon ja varianssin oletetaan olevan äärellisiä. Kun yleisesti kirjallisuudessa puhutaan stationaarisuudesta, sillä tarkoitetaan kovarianssistationaarisuutta. Aikasarja  $y_t$  on vahvasti stationaarinen, mikäli taustalla olevan stokastisen prosessin todennäköisyysjakauma ei riipu ajankohdasta  $t$  eikä sen odotusarvon tai varianssin tarvitse välttämättä olla äärellisiä. (Enders, 2014: 52–53.)

Stationaarisuutta voidaan testata yksikköjuuritestillä, ja yksi käytetyimmistä on Dickeyn ja Fullerin (1979) kehittämä Dickey–Fuller -testi. Siinä tarkastellaan kolmea erilaista regressioyhtälöä, jotka ovat:

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (4)$$

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (5)$$

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + a_2 t + \varepsilon_t, \quad (6)$$

missä  $a_0$  on vakio,  $\gamma$  ja  $a_2$  ovat kertoimia ja  $\varepsilon_t$  on virhetermi. Yhtälöiden välillä on eroa determinististen tekijöiden  $a_0$  ja  $a_2 t$  olemassaolon suhteen. Yhtälö (4) on puhdas satunnaiskulun (random walk) malli. Yhtälö (5) sisältää vakiotermin (drift term) ja yhtälössä (6) on vakiotermin lisäksi trendi, jota kuvastaa termi  $t$ . (Enders, 2014: 206.)

Kiinnostava parametri kaikissa regressioyhtälöissä on  $\gamma$ . Jos  $\gamma = 0$ , niin aikasarja  $\{y_t\}$  sisältää yksikköjuuren ja on näin epästationaarinen. Edellä mainituista yhtälöistä estimoidaan OLS-menetelmällä yksi tai useampia, jotta saadaan määritettyä parametrin  $\gamma$  estimoitu arvo sekä sen keskivirhe. Verrataan kertoimen  $t$ -testisuuretta Dickey–Fuller kriittisiin arvoihin ja päätetään nollahypoteesin  $\gamma = 0$  hyväksymisestä tai hylkäämisestä. On tärkeää huomata, että Dickey–Fuller kriittiset arvot riippuvat käytettävän regressioyhtälön (4–6) muodosta sekä otoskoosta. (Enders, 2014: 206–207.)

Kriittiset arvot pysyvät muuttumattomina, mikäli yhtälöt (4–6) korvataan autoregressiivisillä prosesseilla:

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \Delta y_{t-i-1} + \varepsilon_t, \quad (7)$$

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \Delta y_{t-i-1} + \varepsilon_t, \quad (8)$$

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + a_2 t + \sum_{i=2}^p \Delta y_{t-i-1} + \varepsilon_t, \quad (9)$$

missä  $a_0$  on vakio,  $\gamma$  ja  $a_2$  ovat kertoimia ja  $\varepsilon_t$  on virhetermi. (Enders, 2014: 207.)

Edellä esitetyt yhtälöt (7–9) kuvaavat laajennetun Dickey–Fuller eli Augmented Dickey–Fuller -testin regressioyhtälöitä. Tämä laajennus mahdollistaa virhetermin  $\varepsilon_t$

autokorreloimattomuuden ja parantaa testin luotettavuutta. Virhetermin eli residuaalin autokorrelaatio voi johtua autokorreloituneen selittävän muuttujan poisjättämisestä tai autoregressiivinen ensimmäisen kertaluvun termi ei selitä autokorrelaatiota täydellisesti. Laajennus saavutetaan lisäämällä testiyhtälöön riittävä määrä muuttujan  $\Delta y_t$  viiveitä  $p$ . Viiveiden lukumäärä voidaan valita usealla tavalla. (Hill, Griffiths ja Lim, 2012: 347, 485.) Brooks (2014: 363) mukaan viiveiden määrän valinnassa voidaan hyödyntää datan havaintoväliä siten, että vuosittaiseen aineistoon valitaan yksi viivetermi, neljännesvuosittaiseen neljä viivetermiä ja kuukausittaiseen 12 viivetermiä. Toinen vaihtoehto on Brooks (2014: 363) mukaan käyttää valinnassa informaatiokriteeriä. Tässä tutkielmassa viivetermien määrä määritetään Schwarzin (1978) informaatiokriteerin avulla:

$$SC = \ln\left(\frac{SSE}{T}\right) + \frac{(p+q+2)\ln(T)}{T}, \quad (10)$$

jossa  $\ln$  on luonnollinen logaritmi, SSE neliösumma,  $T$  otannan koko ja  $q$  viiveiden maksimimäärä. Tarkoituksena on löytää viivemäärä  $p$ , joka minimoi kriteerin. (Hill ym., 2012: 238.)

Augmented Dickey–Fuller (ADF) -testin nollahypoteesi ja vastahypoteesi ovat:

*$H_0$ : Aikasarja sisältää yksikköjuuren eli se on epästationaarinen,*

*$H_1$ : Aikasarja ei sisällä yksikköjuurta eli se on stationaarinen.*

Testin tuloksena saadaan testisuureen  $t$  arvo, jota verrataan kriittisiin arvoihin. Testisuureiden yhtälöt ovat luettavissa esimerkiksi lähteestä Darné ja Diebolt (2005). Nollahypoteesi hylätään, mikäli testisuureen  $t$  arvo on pienempi kuin ADF-testin kriittinen arvo. (Hill ym., 2012: 484.) Tässä tutkielmassa käytetään MacKinnonin (1996) koostamia kriittisiä arvoja. ADF-testin yhtälöksi valitaan yhtälö (9), joka sisältää vakiotermin lisäksi myös trendin. Näin siksi, että tässä tutkielmassa tarkasteltavista aikasarjoista valtaosan arvot liikkuvat lineaarisen trendin ympärillä.

Mikäli aikasarja on epästationaarinen, se voidaan differoida, jotta siitä saadaan stationaarinen. Useimmat taloudelliset aikasarjat ovat epästationaarisia, mutta niiden

ensimmäiset differenssit ovat stationaarisia. Mikäli aikasarja  $\{y_t\}$  on stationaarinen, sen sanotaan olevan integroitunut asteella nolla  $I(0)$ . Vastaavasti aikasarja  $\{y_t\}$  on integroitunut asteella yksi  $I(1)$ , jos  $\{y_t\}$  on epästationaarinen, mutta sen ensimmäinen differenssi  $\{\Delta y_t\}$  on stationaarinen. (Hill ym., 2012: 488.)

ADF-testiä on kritisoitu sen alhaisesta tehosta sellaisissa tapauksissa, joissa aikasarjan prosessi on stationaarinen, mutta sen yksikköjuuri on lähellä epästationaarisuuden rajaa. Jotta saadaan robusteja tuloksia, on suositeltavaa käyttää useampaa yksikköjuuritestä. (Brooks, 2014: 364.) ADF-testin lisäksi tässä tutkielmassa käytetään myös Kwiatkowskin, Phillipsin, Schmidtin ja Shinin (1992) kehittämää Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin -testiä eli KPSS-testiä. Kun ADF-testin nollahypoteesina on, että aikasarja on epästationaarinen, KPSS-testin nollahypoteesi on päinvastainen. KPSS-testin hypoteesit:

$$\begin{aligned} H_0: & \text{Aikasarja ei sisällä yksikköjuurta eli se on stationaarinen,} \\ H_1: & \text{Aikasarja sisältää yksikköjuuren eli se on epästationaarinen.} \end{aligned}$$

(Kirchgässner, Wolters ja Hassler, 2013: 180.)

Päinvastoin kuin yhtälössä (6), jossa aikasarjojen autokorrelaation oletetaan olevan suuri ja positiivinen, KPSS-testissä tarkastellaan seuraavaa yhtälöä:

$$y_t = \alpha_t + \beta t + e_t, \quad (11)$$

missä yleisesti käytetyn vakiotermin sijaan satunnaiskulku (random walk) on sallittu

$$\alpha_t = \alpha_{t-1} + \varepsilon_t. \quad (12)$$

Virhetermien  $\varepsilon_t$  oletetaan olevan itsenäisesti ja identtisesti normaalijakautuneita. Nollahypoteesin mukaan  $y_t$  on trendistationaarinen ja virhetermien  $\varepsilon_t$  varianssi on nolla eli termi  $\alpha_t$  on vakio. Nyt ongelmana on löytää testi, jolla voidaan erottaa vakiotermi

ja satunnaiskulku toisistaan. Satunnaiskulku voidaan myös sisällyttää trendistationaariseen komponenttiin. (Kirchgässner ym., 2013: 180.)

KPSS-testi pyrkii erottamaan toisistaan puhtaasti trendistationaarisen prosessin ja prosessin, jossa on lisäksi satunnaiskulkua. Ensimmäisessä vaiheessa  $y_t$  regressoidaan vakiotermiin, ja mahdollisesti myös deterministisen trendin suhteen. Toisessa vaiheessa tarkastellaan näiden regressioiden residuaalien  $\hat{e}_t$  osittaisia summia:

$$S_{t,j} = \sum_{i=1}^t \hat{e}_{i,j}. \quad (13)$$

Mikäli sarja  $\{y_t\}$  on stationaarinen ja residuaalien summan keskiarvo on nolla, residuaalit ovat integroituneet astetta yksi eli  $I(1)$ .  $I(1)$ -prosessin neliösumma hajaantuu  $T^2$  verran, minkä vuoksi testisuurella

$$\hat{\eta}_j = \frac{1}{T^2} \frac{\sum_{t=1}^T (S_{t,j})^2}{s_e^2}, \quad (14)$$

on rajoittava jakauma, joka ei riipu lisäparametreista. Testisuureessa  $T$  on otoskoko,  $S_{t,j}$  on residuaalien summa ja  $s_e^2$  on varianssiestimaattori. Kriittiset arvot KPSS-testille ovat määritelleet Kwiatkowski ym. (1992). Tässä muodossa testi edellyttää alkuperäisen prosessin (11) residuaalien olevan valkoista kohinaa. Koska näin ei yleensä ole, mahdollinen autokorrelaatio on otettava myös huomioon. Siinä tapauksessa varianssiestimaattorin  $s_e^2$  sijaan tulisi käyttää pitkän aikavälin varianssiestimaattoria  $s_{Tm}^2$ . Se voidaan esittää muodossa

$$s_{Tm}^2 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{e}_t^2 + \frac{2}{T} \sum_{i=1}^{T-1} (w_{im} \sum_{t=i+1}^T \hat{e}_t \hat{e}_{t-i}), \quad (15)$$

missä  $\hat{e}_t$  on yhtälön (6) residuaali. Painokertoimia  $w_{im}$  kutsutaan Bartlettin tai Newey–Westin kerneliksi. Painokertoimet määritellään seuraavasti:

$$w_{im} = \begin{cases} 1 - \frac{i}{m+1}, & i = 1, \dots, m. \\ 0, & i > m \end{cases}. \quad (16)$$

(Kirchgässner ym., 2013: 174, 180–181.)



Painokertoimien parametrin valinta saattaa vaikuttaa stationaarisuustestin tulokseen, ja niiden valintaan ei ole yksiselitteistä ohjetta. Tilasto-ohjelmat, kuten EViews, valitsevat painokertoimen automaattisesti muuttujan havaintojen lukumäärän perusteella. Tämän vuoksi parametrin  $m$  valinta jätetään tässä tutkielmassa automaattiseksi.

## 4.2 Vektoriautoregressiivinen (VAR) -malli

Omaisuuslajien tuottoja ja muiden taloudellisten tekijöiden muutoksia voidaan mallintaa vektoriautoregressiivisten mallien eli VAR-mallien avulla. VAR-mallia voidaan käyttää monimuuttuja-aikasarjojen tutkimiseen ja menetelmä muistuttaakin samanaikaisten yhtälöiden mallintamista siinä mielessä, että siinä tarkastellaan useita endogeenisiä muuttujia yhdessä. VAR-mallissa jokaista endogeenista muuttujaa selittävät sen omat viivästetyt tai menneet arvot ja mallin kaikkien muiden endogeenisten muuttujien viivästetyt arvot. Mallissa ei yleensä ole eksogeenisiä muuttujia. VAR-malli sallii muuttujan arvojen riippuvan enemmän kuin vain sen omien viiveiden tai valkoisen kohinan yhdistelmien verran. VAR-malli on joustavampi kuin yhden muuttujan AR-mallit, joita pidetään rajoitettuna VAR-malleina. VAR-mallit voivatkin tarjota erittäin rikkaan rakenteen, koska ne pystyvät sieppaamaan enemmän datan ominaisuuksista. (Gujarati, 2003: 837; Brooks, 2014: 329.)

Tarkastellaan seuraavaksi kahden muuttujan VAR-mallia, jossa muuttujan  $\{y_t\}$  kehitykseen voivat vaikuttaa muuttujan  $\{z_t\}$  samanaikainen arvo ja  $\{z_t\}$ :n mennyt arvo viivepituuden ollessa yksi. Lisäksi samanaikaisesti vastaavalla tavalla muuttujan  $\{z_t\}$  kehitykseen voivat vaikuttaa  $\{y_t\}$ :n samanaikainen arvo ja  $\{y_t\}$ :n mennyt arvo. Molemmat muuttujat  $\{y_t\}$  ja  $\{z_t\}$  ovat endogeenisiä:

$$y_t = b_{10} - b_{12}z_t + \gamma_{11}y_{t-1} + \gamma_{12}z_{t-1} + \varepsilon_{yt}, \quad (17)$$

$$z_t = b_{20} - b_{21}y_t + \gamma_{21}y_{t-1} + \gamma_{22}z_{t-1} + \varepsilon_{zt}. \quad (18)$$

Mallissa oletetaan, että molemmat muuttujat  $y_t$  ja  $z_t$  ovat stationaarisia eli niiden odotusarvot ovat ajasta riippumattomia vakioita. Lisäksi termit  $\varepsilon_{yt}$  ja  $\varepsilon_{zt}$  ovat

korreloimattomia valkoisen kohinan prosesseja, joiden keskihajonnat ovat  $\sigma_y$  ja  $\sigma_z$ . (Enders, 2014: 285.)

Edellä esitetty kahden muuttujan VAR-malli kuvastaa ensimmäisen kertaluvun VAR-rakennetta, koska pisin viive on yksi. Järjestelmän rakenteen sanotaan sisältävän palautetta, koska  $y_t$  ja  $z_t$  voivat vaikuttaa toisiinsa. Esimerkiksi termi  $-b_{12}$  on  $z_t$ :n samanaikainen yhden yksikön muutoksen vaikutus  $y_t$ :ssä ja  $\gamma_{21}$  kuvastaa  $y_{t-1}$ :n muutosta  $z_t$ :ssä. Lisäksi termit  $\varepsilon_{yt}$  ja  $\varepsilon_{zt}$  kuvastavat shokkeja tai innovaatioita  $y_t$ :hen tai  $z_t$ :hen. Jos  $-b_{21} \neq 0$ , niin  $\varepsilon_{yt}$ :llä on samanaikainen epäsuora vaikutus  $z_t$ :hen ja jos  $-b_{12} \neq 0$ , niin  $\varepsilon_{zt}$ :llä on samanaikainen epäsuora vaikutus  $y_t$ :hen. (Enders, 2014: 285.)

Yhtälöitä (17) ja (18) ei voida estimoida OLS-muotoisen regression avulla, koska  $y_t$ :llä on samanaikainen vaikutus  $z_t$ :hen ja  $z_t$ :llä vastaavasti  $y_t$ :hen. Yhtälöryhmä voidaan kuitenkin kirjoittaa käyttökelpoisempaan muotoon matriisialgebran avulla:

$$\begin{bmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ z_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{zt} \end{bmatrix} \quad (19)$$

tai

$$Bx_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 x_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (20)$$

missä

$$B = \begin{bmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{bmatrix}; x_t = \begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix}; \Gamma_0 = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix}; \Gamma_1 = \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix}; \varepsilon_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{zt} \end{bmatrix}.$$

(Enders, 2014: 285.)

Kertomalla yhtälö (20) käänteismatriisilla  $B^{-1}$  saadaan VAR-malli standardimuodossa:

$$x_t = A_0 + A_1 x_{t-1} + e_t, \quad (21)$$

missä

$$A_0 = B^{-1}\Gamma_0; A_1 = B^{-1}\Gamma_1; e_t = B^{-1}\varepsilon_t.$$

Merkinnällisistä syistä määritellään termi  $a_{i0}$  merkitsemään vektorin  $A_0$  elementtiä  $i$ , termi  $a_{ij}$  merkitsemään matriisin  $A_1$  elementtiä rivillä  $i$  ja sarakkeessa  $j$ , ja termi  $e_{it}$  vektorin  $e_t$  elementtiä  $i$ . Käyttäen näitä merkintöjä kirjoitetaan yhtälö (21) uudelleen muotoon:

$$y_t = a_{10} + a_{11}y_{t-1} + a_{12}z_{t-1} + e_{1t}, \quad (22)$$

$$z_t = a_{20} + a_{21}y_{t-1} + a_{22}z_{t-1} + e_{2t}. \quad (23)$$

(Enders, 2014: 286.)

Edellä esitetyt yhtälöt (22) sekä (23) kuvaavat VAR-mallia standardimuodossa, kun alussa esitetyt yhtälöt (17) ja (18) kuvaavat VAR-mallia rakennemuodossa. Lisäksi on huomattava, että standardimuotoiset virhetermit  $e_{1t}$  ja  $e_{2t}$  ovat yhdistelmiä kahdesta shokista  $\varepsilon_{yt}$  ja  $\varepsilon_{zt}$ . Koska  $e_t = B^{-1}\varepsilon_t$ , joten termit  $e_{1t}$  ja  $e_{2t}$  voidaan esittää muodossa:

$$e_{1t} = (\varepsilon_{yt} - b_{12}\varepsilon_{zt})/(1 - b_{12}b_{21}), \quad (24)$$

$$e_{2t} = (\varepsilon_{zt} - b_{21}\varepsilon_{yt})/(1 - b_{12}b_{21}). \quad (25)$$

Koska shokit  $\varepsilon_{yt}$  ja  $\varepsilon_{zt}$  ovat valkoisen kohinan prosesseja, sen vuoksi virhetermeillä  $e_{1t}$  ja  $e_{2t}$  on nollakeskiarvot, vakiovarianssit ja ne ovat erikseen autokorreloimattomia. (Enders, 2014: 286.)

Virhetermien kovarianssi:

$$\begin{aligned} E(e_{1t}e_{2t}) &= E[(\varepsilon_{yt} - b_{12}\varepsilon_{zt})(\varepsilon_{zt} - b_{21}\varepsilon_{yt})]/(1 - b_{12}b_{21})^2 = \\ &= -(b_{21}\sigma_{2y} + b_{12}\sigma_{2z})/(1 - b_{12}b_{21})^2. \end{aligned} \quad (26)$$

Yleisesti yhtälö (26) on nolasta poikkeava, koska shokit ovat korreloituneita. (Enders, 2014: 286.)

### 4.3 Yhteisintegroituvuus

Pääsääntöisesti epästationaarisia aikasarjoja ei saa sisällyttää regressioihin harhaisuuden välttämiseksi. Tässä säännössä on kuitenkin poikkeuksena se, että jos aikasarjat ovat yhteisintegroituneita. Tällöin aikasarjat  $\{y_t\}$  ja  $\{z_t\}$  jakavat samanlaisen stokastisen trendin ja niiden virhetermi  $e_t$  on stationaarinen, tarkoittaen etteivät aikasarjat koskaan ajelehdi toisistaan liian kauas. (Hill ym. 2012: 488.)

Kahden epästationaarisen aikasarjan sanotaan siis olevan yhteisintegroituneita, mikäli niiden lineaarikombinaatio on stationaarinen. Monet aikasarjat ovat epästationaarisia, mutta ne vaikuttavat liikkuvan yhdessä pitkällä aikavälillä, joten niiden välillä on jokin tekijä (esimerkiksi markkinavoimat), joka sitoo niitä toisiinsa. Kuten todettua, yhteisintegraatiota voidaan pitää kahden aikasarjan pitkän aikavälin tasapainorelaationa. On mahdollista, että yhteisintegroituneet aikasarjat poikkeavat toisistaan lyhyellä aikavälillä, mutta eivät loittone toisistaan pitkällä aikavälillä. (Brooks, 2014: 375.)

Yleisimmät ja tässä tutkielmassa käytettävät yhteisintegroituvuuden testausmenetelmät ovat Englen ja Grangerin sekä Johansenin menetelmät. Engle–Granger -menetelmä on intuitiivisempi, ja se perustuu yksikköjuuriin sekä virhetermien stationaarisuuden testaamiseen. Johansenin menetelmä puolestaan perustuu VAR-malliin.

#### 4.3.1 Engle–Granger -menetelmä

Engle–Granger yhteisintegroituvuustestaus perustuu kahden muuttujan välisestä regressiosta saatujen virhetermien stationaarisuuden testaukseen. Englen ja Grangerin (1987) kehittämä menetelmä sopii ainoastaan tapauksiin, joissa on yksi pitkän aikavälin tasapainorelaatio. Testauksessa lähdetään liikkeelle muuttujien integraation asteen  $I(d)$  selvittämisestä, koska yhteisintegroituvuuden määritelmän mukaisesti muuttujien tulee olla integroituneita samalla asteella. Molempien muuttujien ollessa stationaarisia ei tarvitse edetä pidemmälle, koska näihin sarjoihin voidaan soveltaa tavanomaisia aikasarjamenetelmiä. Jos muuttujat ovat integroituneet eri asteilla, niiden välillä ei ole yhteisintegraatiota. (Enders, 2014: 360–361.)

Kun integraatioiden asteet on selvitetty, seuraavaksi estimoidaan pitkän aikavälin tasapainorelaatio. Mikäli edellisen vaiheen jälkeen päädytään siihen, että molemmat aikasarjat  $\{y_t\}$  ja  $\{z_t\}$  ovat epästationaarisia ja integroituneet asteella yksi  $I(1)$ , pitkän aikavälin tasapainorelaatio on muotoa:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 z_t + e_t. \quad (27)$$

Mikäli sarjat ovat yhteisintegroituneita, OLS-estimointi tuottaa niin sanotun super-tarkentuvan estimaatin yhteisintegroituvuusparametreille  $\beta_0$  ja  $\beta_1$ . Stockin (1987) mukaan nämä estimaatit lähentyvät toisiaan nopeammin kuin OLS-regressiot, joissa on vain stationaarisia muuttujia. Jotta voidaan määritellä ovatko sarjat todella yhteisintegroituneita, merkitään edellisen regression residuaaleja  $\{\hat{e}_t\}$ . Residuaalisarja  $\{\hat{e}_t\}$  sisältää estimoidut poikkeamat pitkän aikavälin suhteessa sarjojen  $\{y_t\}$  ja  $\{z_t\}$  välillä. Mikäli nämä poikkeamat pitkän aikavälin tasapainosta ovat stationaarisia, sarjat  $\{y_t\}$  ja  $\{z_t\}$  ovat yhteisintegroituneita astetta  $(1, 1)$ . Tämän vuoksi residuaaleihin sovelletaan Dickey–Fuller -testiä, jotta niiden integraation aste voidaan selvittää. Residuaalien autoregressio määritellään seuraavasti:

$$\Delta \hat{e}_t = a_1 \hat{e}_{t-1} + \varepsilon_t. \quad (28)$$

Koska sarja  $\{\hat{e}_t\}$  on regressiomallin residuaalisarja, jonka keskiarvo on nolla, malliin ei tarvitse lisätä erikseen vakiotermiä ja kiinnostava parametri yhtälössä (28) on  $a_1$ . Hypoteeseina testataan:

$$\begin{aligned} H_0: & \text{Residuaalit eivät ole stationaariset eli aikasarjat eivät ole} \\ & \text{yhteisintegroituneita,} \\ H_1: & \text{Residuaalit ovat stationaariset eli aikasarjat ovat} \\ & \text{yhteisintegroituneita.} \end{aligned}$$

(Enders, 2014: 361.) Testin tulokseksi saadaan testisuureen  $t$  arvo, jota verrataan kriittisiin arvoihin. Mikäli testisuureen arvo on suurempi kuin kriittinen arvo, silloin residuaalit ovat stationaariset ja aikasarjat ovat yhteisintegroituneet (Hill ym. 2012: 489).

Mikäli yhtälön (28) residuaalit eivät ole valkoista kohinaa, voidaan käyttää laajennettua Dickey–Fuller -testiä (ADF). Oletetaan, että diagnostiikkatellit osoittavat  $\{\varepsilon_t\}$  olevan autokorreloitunut. Tällöin yhtälön (28) sijaan estimoidaan autoregressio:

$$\Delta \hat{e}_t = a_1 \hat{e}_{t-1} + \sum_i a_{i+1} \Delta \hat{e}_{t-i} + \varepsilon_t. \quad (29)$$

Jos puolestaan  $a_1 = 0$ , niin voidaan päätellä ettei  $\{e_t\}$  ole stationaarinen eivätkä  $\{y_t\}$  ja  $\{z_t\}$  ole yhteisintegroituneita astetta (1, 1). (Enders, 2014: 362.) Tässä tutkielmassa käytetään autoregressiota, joka sisältää trendin ja on näin samanmuotoinen kuin yhtälö (9). Trendin sisältävän yhtälötyypin valinta tarkoittaa, että tutkittavien aikasarjojen oletetaan vaeltavan ylöspäin (Hill ym. 2012: 481).

#### 4.3.2 Johansenin menetelmä

Johansenin (1988) sekä Johansenin ja Juseliuksen (1990) yhteisintegroituvuustesti perustuu suurimman uskottavuuden menetelmän avulla testattavaan matriisin asteen ja matriisin ominaisten juurten väliseen suhteeseen. Verrattuna Engle–Granger -menetelmään Johansenin menetelmä huomioi muuttujien välisen viiveen regressioissa. Johansenin menetelmässä lasketaan muuttujien lukumäärää vastaava määrä autoregressiivisiä viiveyhtälöitä. Aloitetaan tarkastelemalla yhtälöryhmää, jossa on  $n$  muuttujaa ( $n \geq 2$ ) ja joiden oletetaan olevan epästationaarisia sekä yhteisintegroituneita. VAR-malli, jossa on  $p$  viivettä:

$$y_t = A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \dots + A_p y_{t-p} + \varepsilon_t, \quad (30)$$

ja joka muutetaan VEC (vector error correction) -muotoon:

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-p} + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \Gamma_2 \Delta y_{t-2} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta y_{t-(p-1)} + \varepsilon_t, \quad (31)$$

missä  $(n \times n)$  matriisi:

$$\Pi = (\sum_{i=1}^p A_i) - I_n \quad (32)$$

kuvastaa pitkän aikavälin vaikutusta ja  $(n \times n)$  matriisi:

$$\Gamma_i = (\sum_{j=1}^p A_j) - I_n \quad (33)$$

kuvastaa lyhyen aikavälin dynamiikkaa. Viivepituuden  $p$  valinnalla on suuri merkitys Johansenin testin kannalta, koska se vaikuttaa testin antamaan tulokseen. Tässä tutkielmassa käytetään Schwarzin informaatiokriteeriä viivepituuden määrittämiseen VAR-malleille. (Brooks, 2014: 386–387.)

Johansenin yhteisintegroituvuustestin keskiössä on matriisin  $\Pi$  tulkinta. Tarkoituksena on löytää yhteisintegroituneiden vektorien lukumäärä tutkimalla matriisin astetta (rank) eli löytää lineaarisesti toisistaan riippumattomien sarakkeiden lukumäärä tarkasteltavasta matriisista. Aste tai ranki on siis yhteisintegraatiovektoreiden lukumäärä, joka kahden muuttujan tapauksessa voi olla yksi. Jos  $r = n$ , niin matriisin  $\Pi$  aste on täysi (full rank) ja tällöin kaikki muuttujat ovat integroituneet astetta  $I(0)$ . Vastaavasti, jos ranki on nolla, pitkän aikavälin stationaarisia relaatioita ei ole lainkaan. (Brooks, 2014: 387–388.)

Johansenin menetelmässä yhteisintegraatiovektoreiden määrää  $r$  voidaan tarkastella kahdella testisuureella, jotka ovat Trace ja Maximum Eigenvalue -testit:

$$\lambda_{Trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i), \quad (34)$$

$$\lambda_{Max}(r, r + 1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_i), \quad (35)$$

missä  $T$  on havaintojen lukumäärä,  $r$  on aste,  $n$  on muuttujien lukumäärä ja  $\hat{\lambda}_i$  on estimoitu kerroinmatriisin ominaisarvo. Nämä ominaisarvot ovat matriisin karakteristisen yhtälön juuret. Mitä suurempi  $\hat{\lambda}_i$ :n arvo on, sitä suuremmaksi ja negatiivisemmaksi  $\ln(1 - \hat{\lambda}_i)$ :n ja samalla myös testisuureen arvot kasvavat. Tässä tutkielmassa käytetään ainoastaan Trace -testisuuretta. Testisuureen testaaminen on kaksivaiheinen ja ensin testataan, onko matriisin aste ( $r$ ) suurempi kuin nolla:

$$H_0: \text{aste}(r) = 0$$

$$H_1: \text{aste}(r) > 0.$$

Jos nollahypoteesi hylätään, siirrytään testaamaan, onko aste ( $r$ ) suurempi kuin yksi:

$$H_0: \text{aste}(r) = 1$$

$$H_1: \text{aste}(r) > 1.$$

Ensimmäisessä testissä nollahypoteesi hylätään testisuureen arvon ollessa suurempi kuin kriittinen arvo. Samoin myös toisessa testissä nollahypoteesi hylätään testisuureen ollessa suurempi kuin kriittinen arvo. Jotta kaksi muuttujaa olisivat yhteisintegroituneita, täytyy nollahypoteesi hylätä ensimmäisessä testissä ja jäädä voimaan toisessa testissä. Mikäli nollahypoteesi hylätään molemmissa testeissä, johtopäätöksiä ei voida tehdä kahden muuttujan välisestä yhteisintegraatiosta Trace-testin perusteella. (Brooks, 2014: 387–388.) Tässä tutkielmassa käytettävät kriittiset arvot Trace-testille ovat määritelleet MacKinnon, Haug ja Michelis (1999).

Ennen yhteisintegraatiovektoreiden testausta Johansenin menetelmällä täytyy määritellä datan deterministiset trendit. EVIEWS 11 -ohjelmassa on viisi erilaista spesifikaatiota ja tässä tutkielmassa kaikki Johansenin yhteisintegraatiotestit on tehty käyttäen vaihtoehtoa 3. Se ottaa huomioon datassa olevat deterministiset trendit.

#### 4.4 Granger-kausalityyppi

Yhteisintegroituvuus kuvaa muuttujien pitkän aikavälin riippuvuutta, kun vastaavasti lyhyttä aikaväliä voidaan tarkastella kausaalisuustestillä. Kausaalisuustestit pyrkivät selittämään, aiheuttavatko muutokset muuttujassa Y muutokset muuttujassa Z ja päinvastoin. Jos Z aiheuttaa muutoksen Y:ssä ja Z:n menneet arvot ovat merkityksellisiä Y:lle, mutta ei toisinpäin, tällöin kausaalisuus on yksisuuntaista. Toisaalta, jos Y aiheuttaa muutoksen Z:ssä, Y:n menneiden arvojen tulee myös olla merkityksellisiä Z:lle. Mikäli molempien Y:n ja Z:n menneet arvot ovat merkityksellisiä toisilleen, kausaalisuus on kaksisuuntaista. Jos kumpikaan ei aiheuta muutosta toiseen, voidaan sanoa Y:n ja Z:n olevan riippumattomia toisistaan. Tässä yhteydessä kausaalisuuden käsite on hieman harhaanjohtava, koska Granger-kausalityyptillä tarkoitetaan ainoastaan korrelaatiota yhden muuttujan nykyisen ja muiden muuttujien menneiden arvojen välillä. Se ei tarkoita, että muutokset yhdessä muuttujassa suoraan aiheuttaisivat muutokset toisessa muuttujassa. VAR-mallissa



perusmuotoisella F-suuretta käyttävällä Granger-kausaalisuustestillä voidaan tarkastella, mitkä muuttujat vaikuttavat muiden muuttujien tulevaisuuden arvoihin. F-testin heikkous kuitenkin on, että se ei kerro, onko tietyn muuttujan arvojen muutoksilla positiivinen vai negatiivinen vaikutus muihin muuttujiin tai miten kauan muutoksen vaikutus kestää. Tätä voidaan puolestaan tutkia impulssivastefunktioiden avulla. (Brooks, 2014: 334–335; Gujarati, 2003: 896–897.)

Granger-kausaalisuustesti voidaan tehdä käyttäen VAR-mallia lisäämällä toisen muuttujan yhtälöön toisen muuttujan menneitä eli viivästettyjä arvoja. Tarkastellaan VAR muotoista regressiota:

$$\Delta z_t = \alpha + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta z_{t-i} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t, \quad (36)$$

missä kertoimen  $\gamma_i$  ollessa nolla muuttujan  $y_t$  muutos ei vaikuta muuttujan  $z_t$  muutokseen, eikä  $y_t$  ei ole Granger kausaalinen  $z_t$  nähden. Samaan tapaan, kuten VAR-mallia estimoitaessa yhtälössä (23) kertoimen  $a_{21}$  ollessa nolla,  $y_t$ :n menneellä arvolla  $y_{t-1}$  ei ole vaikutusta muuttujaan  $z_t$ . Kahden yhtälön VAR-mallissa viiveellä  $p$ , muuttuja  $y_t$  ei ole Granger-kausalinen suhteessa muuttujaan  $z_t$ , jos ja vain jos kaikki  $A_{21}(L)$  kertoimet eli  $A_{21}$  viivästetyt kertoimet ovat nollia. Näin muuttuja  $y_t$  ei paranna muuttujan  $z_t$  ennustevoimaa ja täten  $y_t$  ei ole Granger-kausalinen muuttujaan  $z_t$  nähden. (Enders, 2014: 305–307.)

Kaikkien muuttujien ollessa stationaarisia, Granger-kausaalisuutta voidaan testata normaalilla F-testillä, jossa nollahypoteesi on:

$$H_0: a_{21}(1) = a_{21}(2) = a_{21}(3) = \dots = a_{21}(p) = 0. \quad (37)$$

Nollahypoteesin jäädessä voimaan muuttuja  $y_t$  ei ole Granger-kausalinen muuttujaan  $z_t$  nähden. (Enders, 2014: 306.)

## 4.5 Impulssivastefunktio

Granger-kausalliteetti kuvaa muuttujien vaikutusta toisiinsa lyhyellä aikavälillä, kun puolestaan impulssivastefunktion kuvaajien avulla voidaan tarkastella noiden vaikutusten kestoa ja suuntaa. Impulssivastefunktioita voidaan käyttää osana VAR-muotoista analyysia. Kuten autoregressio voidaan esittää liukuvan keskiarvon avulla, vektoriautoregressio voidaan esittää vektorimuotoisena liukuvan keskiarvon mallina eli VMA-mallina. Kirjoitetaan yhtälöt (22) ja (23) matriisimuotoon, niin saadaan:

$$\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{10} \\ a_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ z_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix}. \quad (38)$$

Iteroidaan standardimuotoista VAR-mallia (21) taaksepäin, niin saadaan:

$$x_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} A_1^i e_{t-1}, \quad (39)$$

missä  $\mu = [\bar{y} \quad \bar{z}]'$ .

Yhdistämällä yhtälöt (38) ja (39) saadaan:

$$\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bar{y} \\ \bar{z} \end{bmatrix} + \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix}^i \begin{bmatrix} e_{1t-i} \\ e_{2t-i} \end{bmatrix}. \quad (40)$$

Virhetermien  $e_t$  vektori voidaan kirjoittaa seuraavasti yhdistämällä yhtälöt (24) ja (25):

$$\begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix} = \frac{1}{(1-b_{12}b_{21})} \begin{bmatrix} 1 & -b_{12} \\ -b_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{zt} \end{bmatrix}. \quad (41)$$

Yhdistämällä yhtälöt (40) ja (41) ne saadaan muotoon:

$$\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bar{y} \\ \bar{z} \end{bmatrix} + \frac{1}{(1-b_{12}b_{21})} \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix}^i \begin{bmatrix} 1 & -b_{12} \\ -b_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt-i} \\ \varepsilon_{zt-i} \end{bmatrix}. \quad (42)$$

Tiivistäen  $2 \times 2$  matriisin  $\phi(i)$  elementeillä  $\phi_{jk}(i)$ :

$$\phi(i) = \left[ \frac{A_1^i}{(1-b_{12}b_{21})} \right] \begin{bmatrix} 1 & -b_{12} \\ -b_{21} & 1 \end{bmatrix}. \quad (43)$$

Täten yhtälöiden (40) ja (41) kuvaama liukuvan keskiarvon esitys voidaan esittää termien  $\{\varepsilon_{yt}\}$  ja  $\{\varepsilon_{zt}\}$  suhteen:

$$\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bar{y}_t \\ \bar{z}_t \end{bmatrix} + \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} \phi_{11}(i) & \phi_{12}(i) \\ \phi_{21}(i) & \phi_{22}(i) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt-i} \\ \varepsilon_{zt-i} \end{bmatrix}, \quad (44)$$

ja tiiviimmin:

$$x_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} \phi_i \varepsilon_{t-i}. \quad (45)$$

(Enders, 2014: 287, 294–295.)

Edellä käsitelty liukuvan keskiarvon esitys on erittäin hyödyllinen työkalu aikasarjojen  $\{y_t\}$  ja  $\{z_t\}$  riippuvuus- ja vuorovaikutussuhteiden selvittämiseen. Matriisin  $\phi(i)$  parametreja voidaan käyttää havainnoimaan termien  $\varepsilon_{yt}$  ja  $\varepsilon_{zt}$  shokkien vaikutuksia aikasarjojen aikauriin. Matriisin  $\phi(i)$  neljää elementtiä  $\phi_{jk}(i)$  voidaan kutsua vaikutuskertoimiksi (impact multipliers). Esimerkiksi kerroin  $\phi_{12}(0)$  on  $\varepsilon_{zt}$ :ssä tapahtuneen yhden yksikön suuruisen muutoksen välitön vaikutus  $y_t$ :hen. Vastaavasti kertoimet  $\phi_{11}(1)$  ja  $\phi_{12}(1)$  ovat yhden periodin takaisia  $\varepsilon_{yt-1}$ :ssä ja  $\varepsilon_{zt-1}$ :ssä tapahtuneita yhden yksikön suuruisten muutosten vaikutuksia  $y_t$ :hen. Periodin kasvattaminen yhdellä tarkoittaa myös, että kertoimet  $\phi_{11}(1)$  ja  $\phi_{12}(1)$  merkitsevät  $\varepsilon_{yt}$ :ssä ja  $\varepsilon_{zt}$ :ssä tapahtuvien yhden yksiköiden suuruisten muutosten vaikutusta  $y_{t+1}$ :hen. (Enders, 2014: 295.)

Matriisin  $\phi(i)$  neljää kerrointa  $\phi_{11}(i)$ ,  $\phi_{12}(i)$ ,  $\phi_{21}(i)$  ja  $\phi_{22}(i)$  sanotaan myös impulssivastefunktioiksi. Piirtämällä näiden funktioiden kuvaajat  $i$ :n funktiona, voidaan nähdä kuinka shokit ovat vaikuttaneet sarjojen  $\{y_t\}$  ja  $\{z_t\}$  kehitykseen. Periaatteessa voisi olla mahdollista pystyä selvittämään kaikki yhtälöiden (17) ja (18) parametrit, ja näin voitaisiin myös selvittää shokkien  $\varepsilon_{yt}$  ja  $\varepsilon_{zt}$  puhdas vaikutus sarjojen kehitykseen. Kuitenkin käytännössä VAR-malliin täytyy asettaa lisärajoituksia impulssivastineiden selvittämiseksi. Yksi tapa on käyttää Choleskin dekomponointia,

missä VAR-mallia rajoitetaan niin, ettei  $y_t$ :llä ole suoranaista vaikutusta  $z_t$ :hen. Tämä rajoite toteutetaan asettamalla termi  $b_{12} = 0$  rakennemuotoisessa yhtälössä (18). Yhtälön (41) mukaisesti virhetermit voidaan esittää muodossa:

$$e_{1t} = \varepsilon_{yt} - b_{12}\varepsilon_{zt}, \quad (46)$$

$$e_{2t} = \varepsilon_{zt}. \quad (47)$$

Kuten todettua, käytettäessä yhtälöä (47) sarjan kaikki havaitut virhetermit  $\{e_{2t}\}$  ovat shokkien  $\varepsilon_{zt}$  aiheuttamia. Choleskin dekomponointi rajoittaa mallia siten, että shokilla  $\varepsilon_{yt}$  ei ole suoraa vaikutusta sarjaan  $z_t$ , mutta sillä on epäsuora vaikutus, sillä  $y_t$ :n viivästetty arvo vaikuttaa  $z_t$ :n samanaikaiseen arvoon. Merkittävintä on kuitenkin se, että dekomponointi pakottaa malliin tietynlaista epäsymmetriaa, koska shokilla  $\varepsilon_{zt}$  on samanaikainen vaikutus sekä  $y_t$ :hen, että  $z_t$ :hen. Tämän vuoksi yhtälöillä (46) ja (47) sanotaan olevan tietty järjestys, koska shokki  $\varepsilon_{zt}$  vaikuttaa suoraan virhetermeihin  $e_{1t}$  ja  $e_{2t}$ . Shokki  $\varepsilon_{yt}$  vaikuttaa kuitenkin vain virhetermiin  $e_{1t}$ , minkä vuoksi muuttujan  $z_t$  sanotaan olevan ensisijainen muuttujaan  $y_t$  nähden. (Enders, 2014: 295–296.)

## 5 EKONOMETRISEN ANALYYSIN TULOKSIA

Tässä luvussa käydään läpi tuloksia stationaarisuuden, yhteisintegroituvuuden, Granger-kausaliteetin ja impulssivastefunktioiden osalta. Yhteisintegroituvuus kuvaa pitkän aikavälin relaatioita ja vastaavasti Granger-kausaliteetti sekä impulssivastefunktiot lyhyempää aikaväliä. Taulukoissa 2–6 on tulokset koko tutkimusperiodilta 1/1972–6/2019. Vastaavasti kuviot 14–24 sisältävät impulssivastefunktioiden kuvaajat koko tutkimusperiodilta 1/1972–6/2019. Lisäksi liitteistä 1–4 löytyvistä taulukoista 7–16 ja kuvioista 25–32 löytyvät tulokset myös lyhyemmiltä ajanjaksoilta 1/1972–12/1995 (2 vuoden valtionvelan korko ja korkoero 6/1976–12/1995) sekä 1/1996–6/2019.

Taulukoissa 2–16 ja kuvioissa 14–32 käytettävät lyhenteet tarkoittavat seuraavaa: kulta = kullan spot-hinta, öljy = WTI öljyn spot-hinta, Willshire = Willshire 5000 - indeksi, TTI = Yhdysvaltain teollisuustuotantoindeksi, KHI = Yhdysvaltain kuluttajahintaindeksi, Luotto = pankkien luotonanto Yhdysvalloissa, M1 = Yhdysvaltain M1 raha-aggregaatti, M2 = Yhdysvaltain M2 raha-aggregaatti, Työttömyys = työttömyysaste Yhdysvalloissa, 10v korko = 10 vuoden Yhdysvaltain valtionvelan korko, 2v korko = 2 vuoden Yhdysvaltain valtionvelan korko, Korkoero = 10 vuoden ja 2 vuoden Yhdysvaltain valtionvelkojen välinen korkoero. Korkoja sekä työttömyysastetta lukuun ottamatta aineisto on logaritmoitu käyttäen luonnollista logaritmia. Yhteisintegroituvuuden tutkimiseen on käytetty alkuperäisiä tasomuotoisia aikasarjoja, kun Granger-kausaliteetin sekä impulssivastefunktioiden tutkimiseen on käytetty ensimmäisiä differenssejä eli aikasarjojen muutoksia. Yksikköjuuritestauksessa on käytetty sekä tasomuotoisia aikasarjoja, että ensimmäisiä differenssejä. Kaikki testit on suoritettu käyttäen EViews 11 -ohjelmaa.

### 5.1 Yksikköjuuritestaus ADF ja KPSS

Stationaarisuuden testaaminen yksikköjuuritestien avulla on tärkeää tutkimuksen tulosten robustisuuden kannalta. Stationaarisuuden testaamiseen käytetään Augmented Dickey–Fuller (ADF) ja Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin (KPSS) testejä. Kuten aiemmin todettua, kahta eri testiä käytetään tulosten robustisuuden varmistamiseksi, koska yksikköjuuret ovat herkkiä virheille. ADF-testissä

nollahypoteesin mukaan tutkittava aikasarja on epästationaarinen. Vastaavasti KPSS-testissä nollahypoteesi on päinvastainen eli aikasarja on stationaarinen. Taloustieteessä on yleinen käsitys, että suurin osa taloudellista aikasarjoista on epästationaarisia, mutta niiden ensimmäiset differenssit ovat stationaarisia. Taloudelliset aikasarjat sisältävät usein myös kasvavan trendin, minkä vuoksi testeihin on sisällytetty deterministinen trendi. EViews 11 -ohjelma määrittelee testien viivepituudet automaattisesti Schwarzin informaatiokriteerin avulla.

**Taulukko 2. Yksikköjuuritestauksen tulokset aikasarjoille ajanjaksolla 1/1972–6/2019.**

Muuttuja	ADF	Viivepituus	KPSS	Viivepituus
Kulta	-2,794	2	0,281***	18
Öljy	-3,112	1	0,188**	18
Willshire	-1,995	1	0,529***	18
TTI	-2,136	3	0,412***	18
KHI	-3,011	1	0,660***	18
Luotto	-1,833	3	0,568***	18
M1	-2,305	12	0,356***	18
M2	-2,139	12	0,410***	18
Työttömyys	-5,255***	12	0,127*	18
10v korko	-2,975	2	0,275***	18
2v korko	-3,711**	8	0,090	17
Korkoero	-3,063	5	0,064	17

\*\*\* Merkitsevä 1 % tasolla, \*\* merkitsevä 5 % tasolla, \* merkitsevä 10 % tasolla.

Taulukossa 2 on esitetty yksikköjuuritestien tulokset aikasarjoille koko tutkimusperiodilta (ks. taulukoiden lyhenteet s. 69). Lisäksi liitteen 1 taulukoissa 7 ja 9 on esitetty erikseen tulokset tutkimusjakson alku- ja loppupäälle. Taulukon 2 tuloksista voidaan huomata, etteivät aikasarjat ole stationaarisia kolmea poikkeusta lukuun ottamatta. Ensimmäinen poikkeus on 2 vuoden korko, joka on molempien testien perusteella stationaarinen. Lisäksi työttömyysaste on ADF-testin mukaan stationaarinen ja KPSS-testin mukaan epästationaarinen. Korkoero puolestaan on KPSS-testin mukaan stationaarinen ja ADF-testin perusteella epästationaarinen.

Liitteen 1 taulukosta 7 huomataan, etteivät aikasarjat ole stationaarisia 1/1972–12/1995, mutta osa tuloksista on ristiriitaisia. Willshire 5000 -indeksi, M1 sekä työttömyysaste ovat tällä periodilla ADF-testin mukaan stationaarisia, mutta KPSS-testin mukaan epästationaarisia. Vastaavasti teollisuustuotantoindeksi ja korkoero ovat KPSS-testin mukaan stationaarisia ja ADF-testin mukaan epästationaarisia. Myöskään toisella periodilla 1/1996–6/2019 aikasarjat eivät ole stationaarisia muutamaa poikkeusta lukuun ottamatta, kuten taulukosta 9 huomataan. Teollisuustuotantoindeksi, M2 ja 10 vuoden korko ovat ADF-testin mukaan stationaarisia, mutta KPSS-testin mukaan epästationaarisia. Näiden ristiriitaisten tulosten tilastollinen merkitsevyys on kuitenkin osin heikkoa. Tulokset 2 vuoden koron osalta ovat kiinnostavia, sillä molempien testien perusteella aikasarja on epästationaarinen 1/1972–12/1995 sekä 1/1996–6/2019, mutta koko periodilla 1/1972–6/2019 aikasarja vaikuttaa olevan stationaarinen.

**Taulukko 3. Yksikköjuuritestauksen tulokset ensimmäisille differensseille ajanjaksolla 1/1972–6/2019.**

Muuttuja	ADF	Viivepituus	KPSS	Viivepituus
Kulta	-16,302***	1	0,197**	5
Öljy	-18,580***	0	0,062	3
Willshire	-19,330***	0	0,073	8
TTI	-8,510***	2	0,044	14
KHI	-13,409***	0	0,213**	14
Luotto	-10,070***	2	0,089	13
M1	-3,169*	11	0,289***	5
M2	-4,313***	12	0,382***	9
Työttömyys	-3,369*	11	0,044	7
10v korko	-17,385***	1	0,071	4
2v korko	-10,474***	5	0,057	2
Korkoero	-10,093***	4	0,039	9

\*\*\* Merkitsevä 1 % tasolla, \*\* merkitsevä 5 % tasolla, \* merkitsevä 10 % tasolla.

Taulukossa 3 on esitetty yksikköjuuritestien tulokset ensimmäisille differensseille koko tutkimusajanjaksolta (ks. taulukoiden lyhenteet s. 69). Taulukosta 3 huomataan,

että koko tutkimusjaksolla kaikkien aikasarjojen ensimmäiset differenssit ovat stationaarisia ADF-testin perusteella. M1:n ja työttömyyden osalta stationaarisuus on kuitenkin heikompaa kuin muilla muuttujilla. Liitteen 1 taulukoista 8 ja 10 huomataan, että näiden kahden muuttujan ensimmäiset differenssit eivät ole stationaarisia lyhyemmillä tutkimusjaksoilla ADF-testin perusteella.

KPSS-testin osalta tulokset ovat osin ristiriitaisia, sillä kullaan, kuluttajahintaindeksin, M1:n sekä M2:n ensimmäiset differenssit eivät ole stationaarisia koko tutkimusjaksolla. Kullaan ja M1:n ensimmäiset differenssit ovat stationaarisia tutkimusjakson ensimmäisellä puoliskolla 1/1972–12/1995, mutta eivät toisella puoliskolla 1/1996–6/2019. Vastaavasti M2:n ensimmäiset differenssit ovat epästationaarisia ensimmäisellä puoliskolla ja stationaarisia toisella puoliskolla. Kuluttajahintaindeksin osalta tulos on kiinnostava, sillä sen ensimmäiset differenssit ovat epästationaarisia koko tutkimusjaksolla, mutta lyhyemmillä ajanjaksoilla ne ovat stationaarisia. Kuluttajahintaindeksin ensimmäinen differenssi kuvastaa inflaatiota.

Yksikköjuuritestien tulos ei ole täysin robusti, mutta kuitenkin riittävän robusti. Kuten aiemmin todettua, yksikköjuuritestit ovat herkkiä virheille eikä yksittäisistä poikkeavista tuloksista voida tehdä kovin pitkälle meneviä johtopäätöksiä. Muuttujien integroitumisasteen voidaan sanoa olevan yksi, koska aikasarjojen ensimmäisen differenssin laskenta muuntaa aikasarjat stationaarisiksi. Makrotaloudellisten aikasarjojen yksikköjuurihypoteesia onkin tutkittu paljon. Se juontaa juurensa Nelsonin ja Plosserin (1982) tutkimukseen, jossa he tutkivat 14 makrotalouden muuttujan avulla suhdanteiden teoriaa.

## 5.2 Yhteisintegroituvuus Engle–Granger ja Johansen

Yhteisintegroituvuustestien avulla pyritään selvittämään, kehittyvätkö tai muuttuvatko tietyt muuttujat samansuuntaisesti pitkällä aikavälillä. Tässä tutkielmassa yhteisintegroituvuutta testataan Engle–Grangerin ja Johansenin menetelmillä. Testit suoritetaan aikasarjoille aikavälillä 1/1972–6/2019. Lisäksi muun muassa robustisuuden arviointia varten testit suoritetaan myös puolitetuille aikasarjoille 1/1972–12/1995 ja 1/1996–6/2019. Testien funktiomuotoon sisällytetään vakiotermi sekä trendi. Taulukossa 4 on esitetty yhteisintegroituvuuden tulokset kullaan hinnan ja



makromuuttujien välillä sekä Engle–Grangerin, että Johansenin menetelmille koko tutkimusjaksolta (ks. taulukoiden lyhenteet s. 69). Lisäksi liitteen 2 taulukoissa 11 ja 12 on esitetty tulokset puolitetuille aikasarjoille.

**Taulukko 4. Yhteisintegroituvuuden tulokset ajanjaksolla 1/1972–6/2019.**

Muuttuja	Engle–Granger		Johansen		
	Testisuure	Viivepituus	$\lambda_0$	$\lambda_1$	Viivepituus
Öljy	-3,318	1	21,227***	7,696***	2
Willshire	-3,191	2	10,822	1,427	2
TTI	-3,727**	1	10,509	1,05	3
KHI	-2,377	2	63,893***	4,976**	2
Luotto	-2,455	2	35,314***	2,916*	2
M1	-2,649	2	22,955***	1,768	3
M2	-2,211	2	17,436**	6,575**	4
Työttömyys	-4,078**	13	8,270	1,601	10
10v korko	-2,588	2	14,901*	0,552	3
2v korko	-1,822	2	9,627	0,974	3
Korkoero	-1,861	2	13,012	2,954*	3

\*\*\* Merkitsevä 1 % tasolla, \*\* merkitsevä 5 % tasolla, \* merkitsevä 10 % tasolla.

Engle–Granger -menetelmällä pyritään selvittämään, onko kahden epästationaarisen muuttujan välillä pitkän aikavälin tasapainorelaatiota. Menetelmä määrittää viivepituuden Schwarzin informaatiokriteerin avulla. Tarkasteltaessa tuloksia Engle–Granger -menetelmän osalta ne osoittavat ainoastaan kullan hinnan ja teollisuustuotantoindeksin sekä kullan hinnan ja työttömyysasteen olevan yhteisintegroituneita 5 % merkitsevyystasolla koko tutkimusjaksolla.

Kun tarkastellaan tuloksia puolitetujen aikasarjojen osalta, ensimmäisellä puolikkaalla 1/1972–12/1995 kullan ja öljyn hinta ovat yhteisintegroituneita 10 % tasolla. Lisäksi kullan hinta ja 10 vuoden valtionvelan korko ovat yhteisintegroituneita 5 % tasolla. Toisella puolikkaalla 1/1996–6/2019 kullan hinnan ja makromuuttujien välillä ei löydetty lainkaan yhteisintegroituvuutta Engle–Granger -menetelmällä.

Engle–Granger -menetelmän tulos ei ole täysin robusti, sillä koko tutkimusjaksolla havaittua teollisuustuotannon sekä työttömyyden yhteisintegraatiota kullan hinnan kanssa ei havaittu kummallakaan puolitetulla ajanjaksolla. Samoin ensimmäisellä puolikkaalla havaittua öljyn hinnan ja 10 vuoden koron yhteisintegraatiota kullan hinnan kanssa ei havaita toisella puolikkaalla tai koko tutkimusjaksolla.

Johansenin menetelmä perustuu VAR-malliin ja tässä tutkielmassa aikasarjoista on muodostettu pareittaiset VAR-mallit kukin sisältäen kullan hinnan ja yhden makromuuttujan, esimerkiksi kulta ja öljyn hinta sekä kulta ja Willshire 5000 -indeksi jne. Ennen yhteisintegroituvuustestiä pareittaisille VAR-malleille määritettiin viivemäärät käyttäen Schwarzin informaatiokriteeriä. Kun muuttujia tarkastellaan pareittain, niiden välillä voi olla joko nolla tai yksi yhteisintegraatiovektoria. Johansenin menetelmä sisältää kaksi eri testisuureta, mutta tässä tutkielmassa käytetään ainoastaan Trace-testiä. Näin siksi, että Endersin (2014: 400) mukaan Trace-testi antaa luotettavampia tuloksia. Tässä tutkielmassa käytettävät Trace-testin kriittiset arvot ovat määritelleet MacKinnon, Haug ja Michelis (1999). Johansenin menetelmän lähtökohtana on tarkastella ensin testisuureta  $\lambda_0$ . Mikäli testisuure  $\lambda_0$  on pienempi kuin kriittinen arvo, muuttujien välillä ei ole yhteisintegroituvuutta. Jos testiarvo on suurempi kuin kriittinen arvo, siirrytään tarkastelemaan testisuureta  $\lambda_1$ . Mikäli testisuure  $\lambda_1$  on pienempi kuin kriittinen arvo, muuttujat ovat yhteisintegroituneita. Jos testisuure  $\lambda_1$  on suurempi kuin kriittinen arvo, Johansenin menetelmä ei anna vastausta muuttujien väliseen yhteisintegroituvuuteen.

Testissä käytetään EViewsin trendispesifikaatiota kolme, joka sisältää trendin ja vakiotermin. Tarkasteltaessa tuloksia Johansenin menetelmän osalta huomataan kullan hinnan ja M1 raha-aggregaatin olevan yhteisintegroituneita 1 % tasolla koko tutkimusjaksolla. Lisäksi kullan hinnan ja 10 vuoden valtionvelan koron välillä havaitaan yhteisintegraatiota 10 % merkitsevyystasolla. Öljyn hinnan, kuluttajahintaindeksin, pankkien luotonannon sekä M2 raha-aggregaatin osalta tulokset ovat ristiriitaisia eikä Johansenin menetelmä anna vastausta niiden ja kullan hinnan välisestä yhteisintegraatiosta. Taulukosta 11 nähdään, että tutkimusjakson ensimmäisellä puolikkaalla Willshire 5000 -indeksi ja 10 vuoden valtionvelan korko ovat yhteisintegroituneita kullan hinnan kanssa 10% merkitsevyystasolla. Lisäksi teollisuustuotantoindeksin ja kullan hinnan välillä havaitaan yhteisintegraatiota 5 %

merkitsevyystasolla. Puolestaan M1 raha-aggregaatin ja kullan hinnan välillä ei havaita yhteisintegraatiota tällä ajanjaksolla. Muiden muuttujien osalta tulokset ovat ristiriitaisia eikä Johansenin menetelmä anna vastausta yhteisintegroituvuudesta.

Toisella puolikkaalla ainoastaan M1 raha-aggregaatin ja kullan hinnan välillä havaitaan yhteisintegraatiota 5 % merkitsevyystasolla. Luotonannon osalta tulokset ovat ristiriitaiset. Muiden muuttujien ja kullan hinnan välillä ei havaita yhteisintegraatiota tällä periodilla. Tulos on yhdenmukainen myös Engle–Granger -menetelmän kanssa tällä periodilla. Kokonaisuudessaan Johansenin menetelmän tulos on enemmän robusti kuin Engle–Granger -menetelmän. Kaikkien muuttujien osalta tulos koko tutkimusjaksolla on sama molemmilla tai vähintään toisella puolikkaalla. Erityisesti ensimmäisellä puoliskolla tulokset ovat ristiriitaisia, ja ne vaikuttavat myös koko tutkimusjakson tuloksiin.

Tarkasteltaessa tuloksia molempien menetelmien osalta ei havaita yhtäkään molempien menetelmien näyttämää yhteisintegraatiorelaatiota koko tutkimusjaksolla tai puolikkailla jaksoilla. Molempien menetelmien mukaan kullan hinnan ja joidenkin makromuuttujien välillä on ajoittaista yhteisintegroituvuutta. Tuloksista ei kuitenkaan voida tehdä kovin pitkälle meneviä johtopäätöksiä. Vaikuttaa myös siltä, että pitkän aikavälin relaatiot ovat heikentyneet toisella puolikkaalla verrattuna ensimmäiseen puolikkaaseen yhteisintegraation puuttumisen vuoksi. Tulosten eroavaisuus ensimmäisen ja toisen puolikkaan välillä molempien menetelmien osalta tukee myös Battenin ym. (2010) ja Cinerin ym. (2013) havaintoja siitä, että kullan hinnan ja makrotalouden tekijöiden väliset riippuvuussuhteet ovat ajallisesti muuttuvia.

Tässä tutkielmassa tarkasteltavat ajanjaksot ovat pitkiä koko tutkimusjakson ollessa 46,5 vuotta ja puolikkaiden ajanjaksojen yli 20 vuotta. Tällä on vaikutusta myös tuloksiin, sillä useimpien aikaisempien tutkimusten tutkimusajanjakso on noin 10–30 vuotta. Kuitenkin kokonaisuudessaan yhteisintegroituvuustestien tulokset tukevat aikaisempien tutkimusten havaintoja, sillä yhteisintegroituvuutta kullan hinnan kanssa havaitaan 10 vuoden valtionvelan koron, M1 raha-aggregaatin, teollisuustuotantoindeksin, työttömyysasteen, Willshire 5000 -indeksin sekä öljyn hinnan kanssa. Kullan hinta ja niin sanotut monetaariset tekijät kuten korkotaso sekä rahan tarjonta vaikuttavat siis riippuvan toisistaan pitkällä aikavälillä. Tämä on

yhdenmukaista esimerkiksi Apergiksen ym. (2014) sekä Battenin ym. (2010) havaintojen kanssa. Kullan ja öljyn hintojen välillä havaittiin vain heikkoa yhteisintegroituvuutta ensimmäisellä puolikkaalla ajanjaksolla, kun Zhang ja Wei (2010) havaitsivat kullan ja öljyn hintojen olevan vahvasti yhteisintegroituneita. Tulosten ero selittyy ainakin osittain tutkittavien ajanjaksojen pituudella, sillä Zhangin ja Wein tutkimusjakso on alle kymmenen vuotta, kun tässä tutkielmassa puolikkaatkin ajanjaksot ovat yli 20 vuotta. Lisäksi muuttujat, kuten korkotaso, rahan tarjonta sekä öljyn hinta liittyvät läheisesti Yhdysvaltain dollarin kurssin kehitykseen. Tämä tukee aikaisempien tutkimusten havaintoja dollarin merkittävästä yhteydestä kullan hinnan kehitykseen.

### 5.3 Granger-kauseliteetti

Tässä tutkielmassa kauseliteettia tutkitaan lineaarisen Granger-kauseliteetin avulla. Granger-kausaalisuus kertoo, ennakoiko tarkasteltavan aikasarjan muutos toisen aikasarjan muutosta. Sen avulla voidaan siis tutkia, ennakoiko muutos yhdessä muuttujassa toisessa muuttujassa tapahtuvaa muutosta ja päinvastoin. Kuten todettua luvussa 4.4., perusmuotoinen F-suureeseen perustuva lineaarinen Granger-kauseliteetti ei kuitenkaan kerro vaikutuksen suuruudesta tai etumerkistä. Verrattuna yhteisintegroituvuuteen, Granger-kauseliteetilla voidaan tutkia lyhyemmän aikavälin vaikutussuhteita.

Tutkielman tässä osassa tarkastellaan, ennakoiko muutos makromuuttujissa kullan hinnan muutosta sekä ennakoiko muutos kullan hinnassa makromuuttujien muutosta. Kauseliteetin tutkimiseen käytetään ensimmäisiä differenssejä eli aikasarjojen muutoksia, jotta voidaan tarkastella miten muutokset aikasarjoissa vaikuttavat toisiinsa. Lisäksi tutkittavien aikasarjojen on oltava stationaarisia. Granger-kausaalisuustesti on herkkä muutoksille viiveiden määrässä. Sen vuoksi tässä tutkielmassa käytetään kahta eri viivepituutta. Ensimmäinen viivepituus on määritelty pareittaisesta VAR-mallista Schwarzin informaatiokriteerin avulla. Toiseksi viivepituudeksi on valittu 12, koska data on kuukausittaista.

Taulukossa 5 on esitetty Granger-kauseliteettitestauksen tulokset koko tutkimusjaksolta, kun nollahypoteesina on, että makromuuttujien muutos ei edellä

kullan hinnan muutosta. Vastaavat tulokset puolitetuille aikasarjoille löytyvät liitteen kolme taulukoista 13 ja 15 (ks. taulukoiden lyhenteet s. 69).

**Taulukko 5. Granger-kausaliiteettitestauksen tulokset makromuuttujien muutokselle ajanjaksolla 1/1972–6/2019.**

H <sub>0</sub> : "Makromuuttujien muutos ei edellä kullan hinnan muutosta."				
Muuttuja	F-suure	Viivepituus	F-suure	Viivepituus
Öljy	1,132	2	1,134	12
Willshire	0,881	2	1,384	12
TTI	1,37	3	0,662	12
KHI	1,257	2	1,764*	12
Luotto	0,394	2	1,610*	12
M1	1,317	3	0,705	12
M2	1,244	4	0,611	12
Työttömyys	0,726	10	0,636	12
10v korko	1,916	3	1,693*	12
2v korko	3,447**	3	2,062**	12
Korkoero	2,991**	3	1,296	12

\*\*\* Merkitsevä 1 % tasolla, \*\* merkitsevä 5 % tasolla, \* merkitsevä 10 % tasolla.

Tarkasteltaessa tuloksia koko tutkimusjaksolta 1/1972–6/2019 viiveen ollessa lyhyt, niin ainoastaan muutokset 2 vuoden valtionvelan korossa ja korkoerossa ennakoivat kullan hinnan muutosta 5 % merkitsevyystasolla. Kun viivettä kasvatetaan 12 kuukauteen, niin 5 % tasolla kullan hinnan muutosta ennakoivat ainoastaan muutokset 2 vuoden korossa. Lisäksi muutokset kuluttajahintaindeksissä eli inflaatiossa, pankkien luotonannossa sekä 10 vuoden valtionvelan korossa ennakoivat kullan hinnan muutosta 10 % tasolla.

Taulukosta 13 huomataan, että ensimmäisellä puolikkaalla 1/1972–12/1995 lyhyillä viiveillä samalla tavoin kuin koko tutkimusjaksolla 2 vuoden koron ja korkoeron muutokset ennakoivat kullan hinnan muutosta 5 % merkitsevyystasolla. Lisäksi inflaatio ennakoivat kullan hinnan muutosta 10 % merkitsevyystasolla. Kuten taulukosta 15 nähdään, toisella puolikkaalla 1/1996–6/2019 lyhyillä viiveillä ainoastaan inflaatio

ennakoi kullan hinnan muutosta 5 % tasolla. Ensimmäisellä puolikkaalla viiveen kasvaessa 12 kuukauteen muutokset kuluttajahintaindeksissä, pankkien luotonannossa sekä korkoerossa ennakoivat kullan hinnan muutosta 10 % merkitsevyystasolla. Vastaavasti toisella puolikkaalla viiveen kasvaessa muutokset kuluttajahintaindeksissä ja M2 raha-aggregaatissa ennakoivat kullan hinnan muutosta 10 % tasolla.

**Taulukko 6. Granger-kausalityytestauksen tulokset kullan hinnan muutokselle ajanjaksolla 1/1972–6/2019.**

H <sub>0</sub> : "Kullan hinnan muutos ei edellä makromuuttujien muutosta."				
Muuttuja	F-suure	Viivepituus	F-suure	Viivepituus
Öljy	1,632	2	1,646*	12
Willshire	0,527	2	0,792	12
TTI	1,052	3	2,213**	12
KHI	0,605	2	1,296	12
Luotto	0,981	2	1,161	12
M1	0,847	3	0,882	12
M2	1,212	4	1,580*	12
Työttömyys	0,547	10	0,943	12
10v korko	3,685**	3	2,400***	12
2v korko	7,111***	3	3,326***	12
Korkoero	15,330***	3	4,525***	12

\*\*\* Merkitsevä 1 % tasolla, \*\* merkitsevä 5 % tasolla, \* merkitsevä 10 % tasolla.

Seuraavaksi tarkastellaan, kuinka muutokset kullan hinnassa ennakoivat makromuuttujien muutosta. Taulukosta 6 löytyvät tulokset koko tutkimusjaksolle, kun nollahypoteesina on, että kullan hinnan muutos ei edellä makromuuttujien muutosta. Tulokset puolikkaille aikasarjoille löytyvät taulukoista 14 ja 16. Koko tutkimusjaksolla lyhyillä viiveillä muutos kullan hinnassa ennakoi ainoastaan korkojen muutoksia. 10 vuoden valtionvelan koron muutosta 5 % merkitsevyystasolla, 2 vuoden valtionvelan koron sekä korkoeron muutosta 1 % merkitsevyystasolla. Viiveen kasvaessa 12 kuukauteen muutos kullan hinnassa ennakoi korkomuuttujien muutoksia 1 % merkitsevyystasolla, teollisuustuotantoindeksin muutosta 5 % tasolla ja lisäksi öljyn hinnan sekä M2 raha-aggregaatin muutosta 10 % tasolla.

Taulukosta 14 voidaan nähdä samoin kuin koko tutkimusjaksolla, myös ensimmäisellä puolikkaalla lyhyillä viiveillä kullan hinnan muutos ennakoi 2 vuoden koron ja korkoeron muutosta 1 % merkitsevyystasolla sekä 10 vuoden koron muutosta 10% tasolla. Lisäksi kullan hinnan muutos ennakoi muutoksia pankkien luotonannossa 5 % tasolla. Taulukosta 16 voidaan huomata, että toisella puolikkaalla lyhyillä viiveillä kullan hinnan muutos ennakoi ainoastaan M1 raha-aggregaatin sekä korkoeron muutoksia 10 % merkitsevyystasolla. Kun viivettä kasvatetaan 12 kuukauteen, ensimmäisellä puolikkaalla kullan hinnan muutos ennakoi 2 vuoden koron ja korkoeron muutoksia 1 % tasolla sekä 10 vuoden koron, teollisuustuotantoindeksin, kuluttajahintaindeksin, M1 ja M2 raha-aggregaattien muutoksia 5 % merkitsevyystasolla. Vastaavasti toisella puolikkaalla, kun viivettä kasvatetaan, muutokset kullan hinnassa ennakoivat öljyn hinnan, teollisuustuotantoindeksin sekä pankkien luotonannon muutoksia 5 % tasolla.

Kokonaisuudessaan tulos Granger-kausaliiteetin osalta vaikuttaa robustilta, sillä lähes kaikkien muuttujien osalta tulos on koko tutkimusjaksolla sama kuin molemmilla tai toisella puolikkaalla. Poikkeuksena on kuluttajahintaindeksin muutoksen eli inflaation vaikutus kullan hinnan muutokseen lyhyellä viiveellä, sillä puolitetuilla ajanjaksoilla inflaatio ennakoi kullan hinnan muutosta mutta ei koko tutkimusjaksolla. Vastaavasti muutokset 2 vuoden ja 10 vuoden koroissa ennakoivat kullan hinnan muutosta koko tutkimusjaksolla, mutta eivät kummallakaan puolitetulla ajanjaksolla. Kuten yhteisintegroituvuuden yhteydessä todettua, myös kullan hinnan muutosten ja makrotekijöiden muutosten välinen suhde vaikuttaa olevan ajallisesti muuttuva.

Kullan hinnan muutosta vaikuttaa siis ennakoivan korot, inflaatio, luotonanto sekä rahan tarjonta. Vastaavasti muutokset kullan hinnassa vaikuttavat ennakoivan korkojen, rahan tarjonnan, luotonannon, teollisuustuotannon, öljyn hinnan sekä inflaation muutosta. Muutokset kullan hinnassa ennakoivat siis useamman makromuuttujan muutoksia kuin mitä muutokset makromuuttujissa ennakoivat kullan hinnan muutoksia. Korkojen osalta ennakointia vaikuttaisi olevan molempiin suuntiin. Kullan hinnan muutosta vaikuttavat ennakoivan eniten inflaatio ja korkojen muutokset. Tämä on yhdenmukaista yhteisintegroituvuusanalyysin ja aikaisempien tutkimusten kanssa. Myös lyhyellä aikavälillä kullan hintaan näyttävät vaikuttavan eniten monetaariset tekijät, jotka kytkeytyvät myös dollarin kurssiin.

Osakemarkkinoiden ja työttömyysasteen sekä kullan hinnan muutosten välillä ei havaita lainkaan Granger-kausallisuutta kumpaankaan suuntaan. Tämä tukee muun muassa Apergiksen ym. (2014) sekä Baurin ja Luceyn (2010) havaintoja, että osakemarkkinoiden sekä kullan hinnan välillä ei ole Granger-kausallisuutta ja, että osakemarkkinoiden merkitys kultamarkkinoiden kehitykselle on vain vähäinen. Tulokset öljyn ja kullan hintojen muutosten välillä eroavat esimerkiksi Zhangin ja Wein (2010) havainnoista, sillä heidän mukaansa öljyn hinnan muutos ennakoii kullan hinnan muutosta, mutta ei toisin päin. Tämän tutkielman tulos on kuitenkin päinvastainen, sillä kullan hinnan muutos vaikuttaa ennakoivan öljyn hinnan muutosta, mutta ei toisin päin.

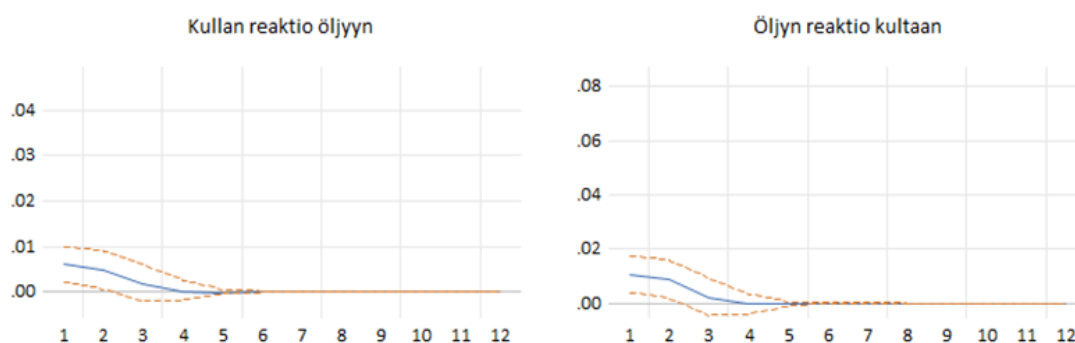
#### 5.4 Impulssivastefunktiot

Edellisessä luvussa tarkasteltiin kullan hinnan ja makrotekijöiden muutosten kausaalisuutta eli riippuvuutta toisistaan. Impulssivastefunktioiden kuvaajien avulla pyritään tarkastelemaan kuinka pitkiä ja suuria shokkien aiheuttamat muutokset ovat. Eli kuinka makromuuttujaan tuleva yhden keskihajonnan suuruinen shokki vaikuttaa kullan hinnan muutokseen ja päinvastoin. Impulssivasteanalyysi on tehty käyttäen ensimmäisiä differenssejä, koska ne ovat stationaarisia. Viivepituus on määritetty Schwarzin informaatiokriteerin avulla. Kuvaajan keskimäinen yhtenäinen viiva kuvaa impulssivastefunktion todellisia arvoja. Tämän ala- ja yläpuolella olevat katkoviivat kuvastavat 95 prosentin luottamusväliä. Tulos on tilastollisesti merkitsevä 5 % tasolla, kun luottamusväli ei sisällä nollaa eli arvot eivät vaihtelee nollan molemmiin puoliin. Kuvioissa vaaka-akselilla on periodit eli tässä tapauksessa kuukaudet ja pystyakselilla shokin vaikutuksen suuruus.

Impulssivastefunktioiden Choleskin dekomponoinnissa seurataan Apergiksen ym. (2014) lähestymistapaa. Pareittaisissa kuvioissa vasemmalla makromuuttujan muutos on järjestetty ennen kullan hinnan muutosta VAR-malliin ja oikeanpuoleisissa kuviossa kulta on ennen makrotekijää. Jokainen kuvaaja perustuu siis luvussa 4.5 käsiteltyyn yhtälöön (46). Näin saadaan mitattua kullan hinnan ja muiden muuttujien omaperäinen (idiosyncratic) reaktio toisen muuttujan shokkiin. Kuvioissa 14–24 on esitetty impulssivastefunktioiden kuvaajat koko tutkimusjaksolta ja lisäksi liitteen 4



kuvioissa 25–32 on esitetty kuvaajat puolitetuille ajanjaksoille (ks. kuvioiden lyhenteet s. 69).

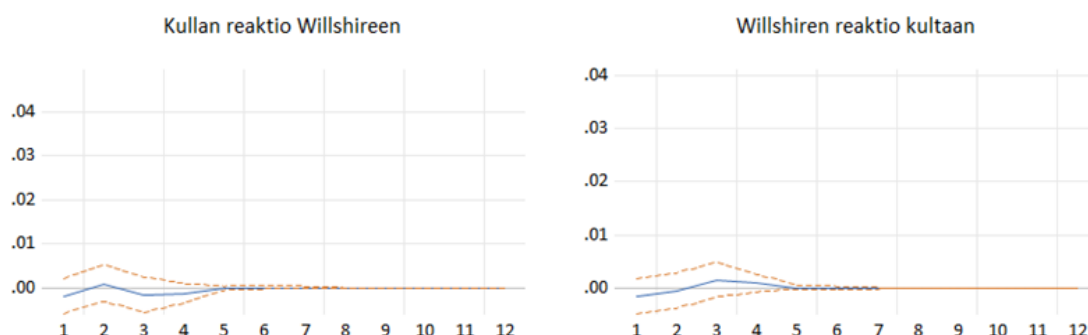


**Kuvio 14. Impulssivastefunktioiden kuvaajat kullalle ja öljylle ajanjaksolla 1/1972–6/2019.**

Tarkasteltaessa kuviosta 14 kullan ja öljyn reaktioita toisiinsa koko tutkimusajanjaksolla, huomataan molemmilla olevan positiivinen reaktio toisiinsa. Shokki öljyn hinnassa vaikuttaa kullan hintaan positiivisesti kuuden kuukauden ajan, mutta se ei ole tilastollisesti merkitsevä enää toisen kuukauden jälkeen. Vastaavasti shokki kullan hinnassa vaikuttaa öljyn hintaan positiivisesti noin kahdeksan kuukauden ajan, tosin tulos ei ole tilastollisesti merkitsevä kolmen kuukauden jälkeen. Tarkasteltaessa kuvioita puolitetujen ajanjaksojen osalta huomataan, että ensimmäisellä puolikkaalla 1/1972–12/1995 tulos on samanlainen kuin koko tutkimusjaksolla. Toisella puolikkaalla 1/1996–6/2019 öljyn hintaan tuleva shokki vaikuttaa kullan hintaan kahden kuukauden ajan positiivisesti kääntyen tämän jälkeen negatiiviseksi. Tämä tulos ei kuitenkaan ole tilastollisesti merkitsevä ensimmäisen kuukauden jälkeen. Kullan hintaan tuleva shokki vaikuttaa öljyn hintaan toisella puolikkaalla samalla tavoin kuin koko tutkimusjaksolla.

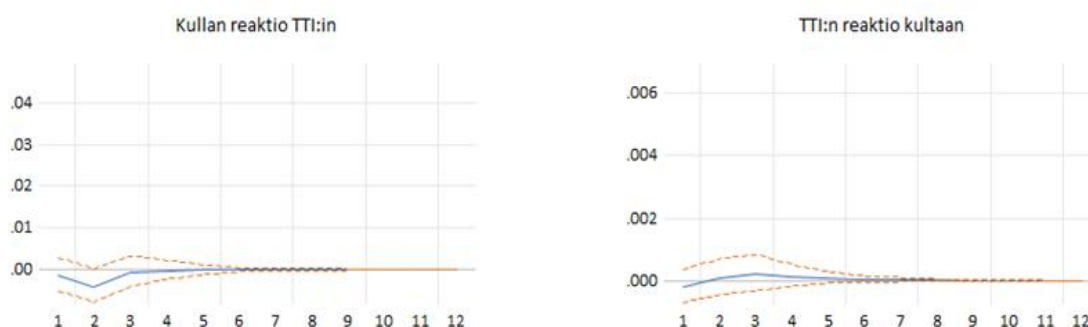
Kullan hinnan ja Willshire 5000 -indeksin vaikutukset toisiinsa ovat hyvin pieniä ja eroavat näin merkittävästi kullan sekä öljyn välisistä reaktioista. Kuten kuviosta 15 huomataan, käyrät vaihtelevat nollan molemmin puolin eikä tulos ole myöskään tilastollisesti merkitsevä. Myös puolikkailla ajanjaksoilla tulokset ovat samansuuntaisia kuin koko tutkimusjaksolla. Vaikutukset ovat lähellä nollaa eivätkä ne ole tilastollisesti merkitseviä. Impulssivastefunktioiden perusteella muutokset

kullan hinnassa ja osakemarkkinassa eivät vaikuta toisiinsa lyhyellä aikavälillä. Tulos on siis täysin sama kuin Granger-kausalityetin osalta.

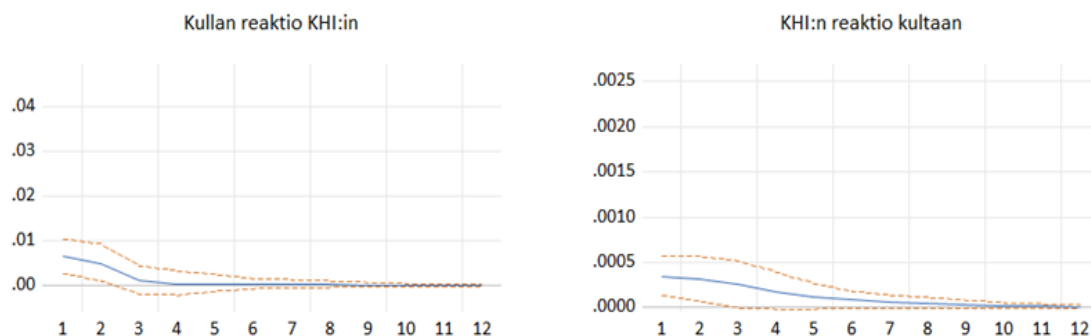


**Kuvio 15. Impulssivastefunktioiden kuvaajat kullalle ja Willshire 5000 -indeksille ajanjaksolla 1/1972–6/2019.**

Myös teollisuustuotantoindeksin ja kullan hinnan väliset reaktiot ovat pieniä ja kestoltaan 9–11 kuukautta tarkasteltaessa koko tutkimusjaksoa. Teollisuustuotantoindeksiin tuleva shokki vaikuttaa kullan hintaan aluksi negatiivisesti vaikutuksen kuitenkin jäädessä lähelle nollaa. Vastaavasti kullan hinnan shokin vaikutus teollisuustuotantoindeksiin on hyvin pieni, mutta positiivinen. Koska vaikutukset vaihtelevat nollassa molemmilla puolilla, ne eivät ole tilastollisesti merkitseviä. Puolikkailla ajanjaksoilla kuvaajat ovat hieman jyrkempiä, mutta hyvin samanlaisia kuin koko tutkimusjaksolla eivätkä ne ole tilastollisesti merkitseviä.

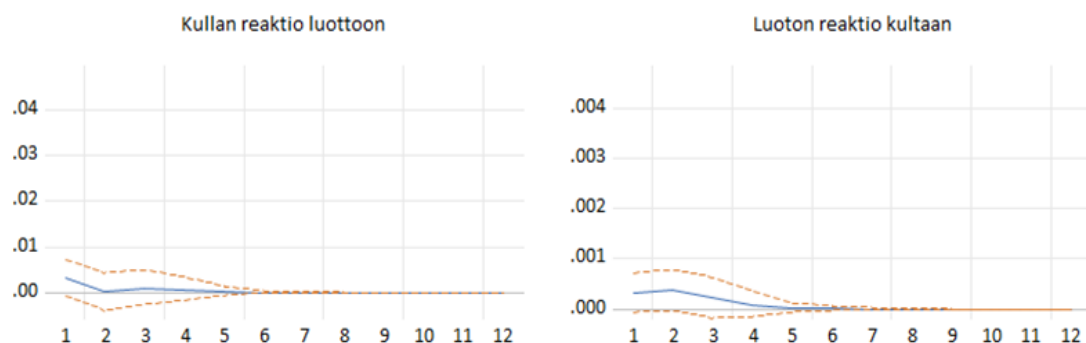


**Kuvio 16. Impulssivastefunktioiden kuvaajat kullalle ja teollisuustuotantoindeksille ajanjaksolla 1/1972–6/2019.**



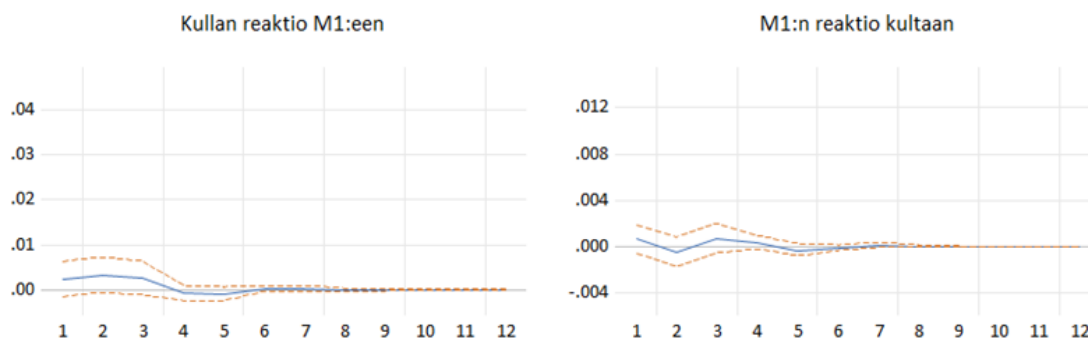
**Kuvio 17. Impulssivastefunktioiden kuvaajat kullalle ja kuluttajahintaindeksille (inflaatiolle) ajanjaksolla 1/1972–6/2019.**

Koko tutkimusajanjaksolla kullan hinta reagoi positiivisesti kuluttajahintaindeksin muutokseen eli inflaatioon tulevaan shokkiin. Vaikutus kestää noin 12 kuukautta, mutta tulos ei ole tilastollisesti merkitsevä kahden kuukauden jälkeen. Tämä antaa tukea väitteelle kullan toimimisesta suojana inflaatiota vastaan lyhyellä aikavälillä. Vastaavasti inflaatio reagoi positiivisesti kullan hintaan tulevaan positiiviseen shokkiin. Vaikutus on pieni, mutta tilastollisesti merkitsevä ja se kestää noin 12 kuukautta. Ensimmäisellä puolikkaalla 1/1972–12/1995 inflaation ja kullan hinnan vaikutus toisiinsa on positiivista, mutta pienempää kuin koko tutkimusjaksolla. Tulos ei ole kuitenkaan tilastollisesti merkitsevä. Toisella puolikkaalla 1/1996–6/2019 inflaatioon tuleva shokki vaikuttaa kullan hintaan aluksi positiivisesti, mutta vaikutus kääntyy negatiiviseksi kahden kuukauden jälkeen eikä tämän jälkeen ole enää tilastollisesti merkitsevä. Samoin myös kullan hintaan tuleva shokki vaikuttaa positiivisesti inflaatioon, mutta vaikutus ei ole merkitsevä kahden kuukauden jälkeen.



**Kuvio 18. Impulssivastefunktioiden kuvaajat kullalle ja pankkien luotonannolle ajanjaksolla 1/1972–6/2019.**

Koko tutkimusjaksolla pankkien luotonantoon tuleva positiivinen shokki vaikuttaa hyvin vähän, mutta positiivisesti kullan hintaan. Tulos ei kuitenkaan ole tilastollisesti merkitsevä. Kullan hintaan tulevan shokin vaikutus pankkien luotonantoon on myös pieni ja positiivinen. Se on kuitenkin vain kahden ensimmäisen kuukauden osalta tilastollisesti merkitsevä. Ensimmäisellä puolikkaalla luotonantoon tuleva shokki vaikuttaa positiivisesti kullan hintaan, mutta ei kuitenkaan tilastollisesti merkitsevästi. Lisäksi ensimmäisellä puolikkaalla kullan hintaan tuleva shokki vaikuttaa luotonantoon positiivisesti ja tämä tulos on tilastollisesti merkitsevä. Toisella puolikkaalla vaikutukset vaihtelevat nollan molemmin puolin eivätkä ole tilastollisesti merkitseviä.

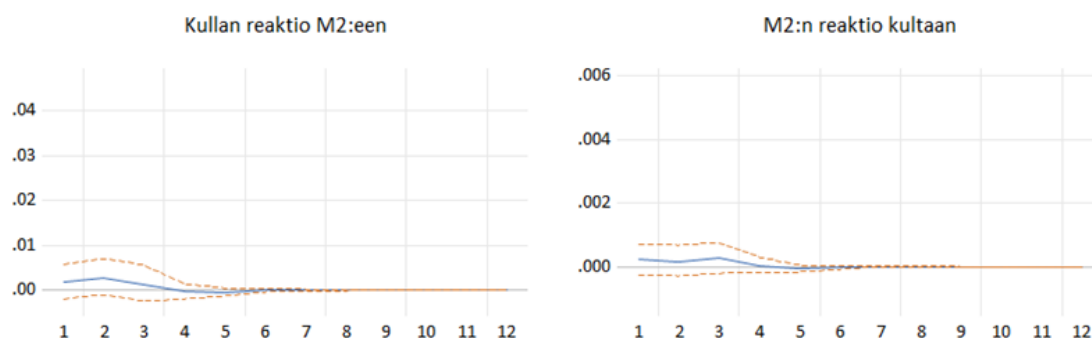


**Kuvio 19. Impulssivastefunktioiden kuvaajat kullalle ja M1:lle ajanjaksolla 1/1972–6/2019.**

Kuten kuvioista 19 ja 20 nähdään, koko tutkimusjaksolla kullan hinnan reaktio shokkeihin M1 ja M2 raha-aggregaateissa eli rahan tarjonnassa on pieni ja positiivinen, mutta ei tilastollisesti merkitsevä. M1:n reaktio shokkiin kullan hinnassa on hyvin pieni ja se vaihtelee nollan molemmin puolin eikä näin ole tilastollisesti merkitsevä. M2:n reaktio shokkiin kullan hinnassa on pieni ja positiivinen, mutta ei kuitenkaan tilastollisesti merkitsevä.

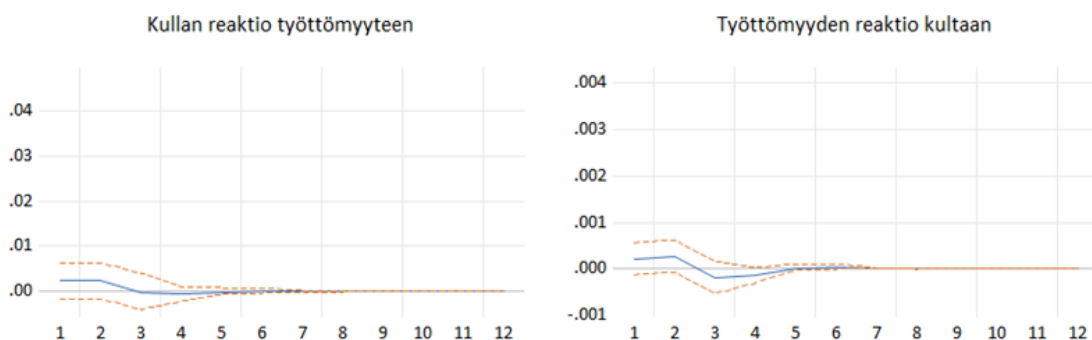
M1:een tuleva shokki vaikuttaa kullan hintaan samansuuntaisesti molemmilla puolikkailla kuin koko tutkimusjaksolla. Erityisesti toisella puolikkaalla vaikutus on hyvin lähellä nollaa. Vastaavasti kullan hintaan tulevan shokin vaikutus M1:een on ensimmäisellä puolikkaalla myös lähellä nollaa. Samoin on myös toisella puolikkaalla lukuun ottamatta kolmatta kuukautta, jolloin vaikutus on positiivinen ja merkitsevä. Puolikkaiden ajanjaksojen tulokset eivät muuten ole tilastollisesti merkitseviä. M2:een

tuleva shokki on myös molemmilla puolikkailla pieni ja positiivinen eikä ole tilastollisesti merkitsevä. Kullan hintaan tulevan shokin vaikutus M2:een ensimmäisellä puolikkaalla on lähellä nollaa, samoin myös toisella puolikkaalla. Kuitenkin samoin kuin M1:n tapauksessa toisella puolikkaalla shokki kullan hinnassa aiheuttaa M2:een pienen positiivisen piikin kolmannen kuukauden kohdalla. Tulokset eivät kuitenkaan ole tilastollisesti merkitseviä.



**Kuvio 20.** Impulssivastefunktioiden kuvaajat kullalle ja M2:lle ajanjaksolla 1/1972–6/2019.

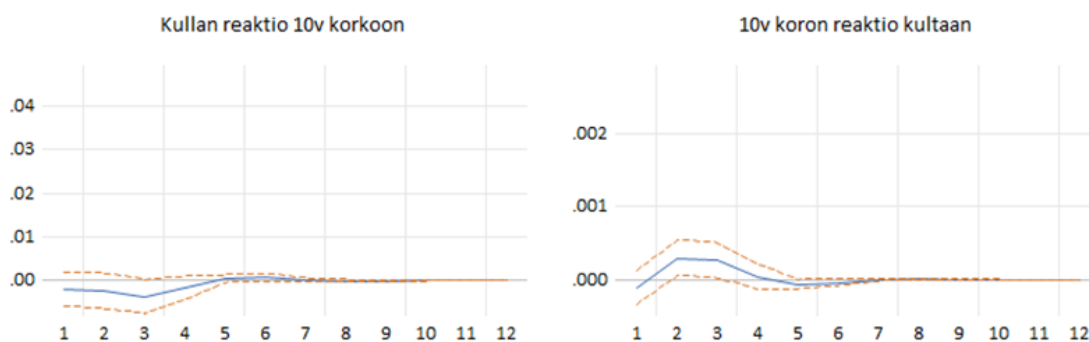
Kullan hinnan reaktio shokkiin työttömyysasteessa sekä työttömyysasteen reaktio shokkiin kullan hinnassa ovat aluksi positiivisia, mutta kääntyvät kolmannen kuukauden kohdalla lievästi negatiiviseksi. Molemmissa tapauksissa vaikutukset ovat pieniä eivätkä tilastollisesti merkitseviä. Ensimmäisellä puolikkaalla työttömyysasteen shokin vaikutus kullan hintaan on hyvin lähellä nollaa ja toisella puolikkaalla lievästi positiivinen. Kullan hinnan shokin vaikutus työttömyysasteeseen



**Kuvio 21.** Impulssivastefunktioiden kuvaajat kullalle ja työttömyysasteelle ajanjaksolla 1/1972–6/2019.

vaihtelee ensimmäisellä puolikkaalla nollan molemmin puolin ja toisella puolikkaalla se on lievästi negatiivinen. Puolikkaiden ajanjaksojen osalta tulokset eivät ole tilastollisesti merkitseviä.

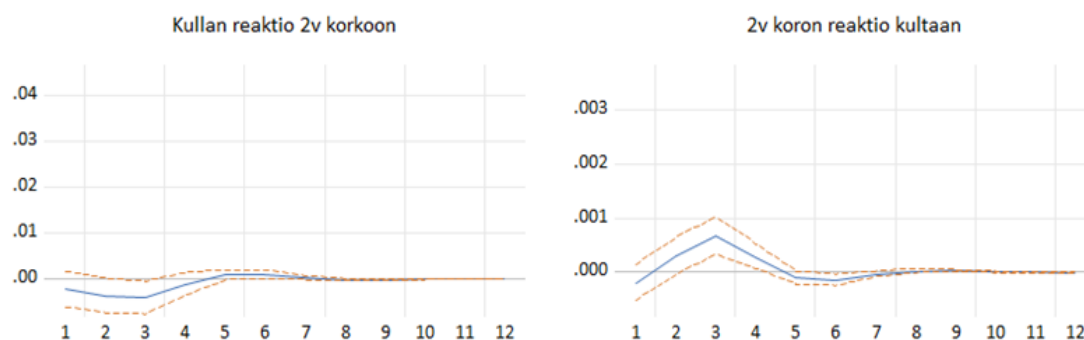
Kuvioista 22 ja 23 nähdään, miten kullan hinnan reaktiot shokkeihin 10 vuoden ja 2 vuoden koroissa ovat negatiivisia noin 5 kuukauden ajan, mutta tilastollisesti merkitseviä vain 2–4 kuukauden ajan. Vastaavasti molempien korkojen reaktio shokkiin kullan hinnassa on noin neljän ensimmäisen kuukauden ajan positiivinen ja kääntyy sen jälkeen negatiiviseksi. Reaktio 10 vuoden koron osalta on tilastollisesti merkitsevä ainoastaan toisen ja kolmannen kuukauden kohdalla. Samoin 2 vuoden koron reaktio on toisen ja viidennen kuukauden välillä tilastollisesti merkitsevä.



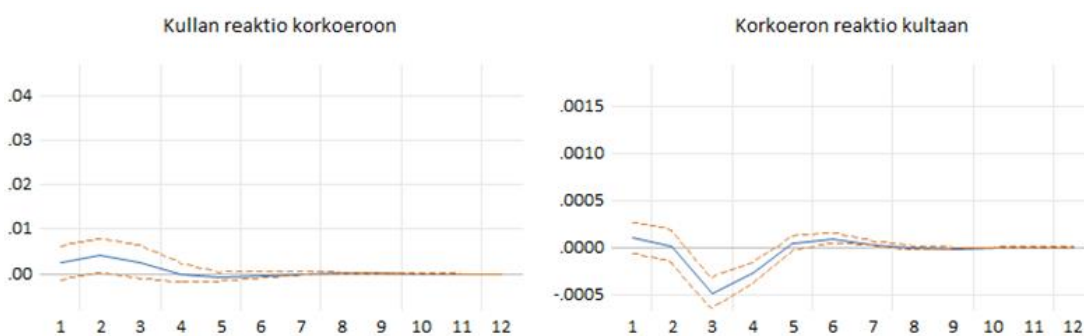
**Kuvio 22. Impulssivastefunktioiden kuvaajat kullalle ja 10 vuoden valtionvelan korolle ajanjaksolla 1/1972–6/2019.**

Ensimmäisellä puolikkaalla shokki 10 ja 2 vuoden koroissa vaikuttaa kullan hintaan samalla tavoin kuin koko tutkimusjaksolla, mutta vaikutus on enemmän negatiivinen ja tilastollisesti merkitsevä ainoastaan kolmannen kuukauden kohdalla. Toisella puolikkaalla 10 ja 2 vuoden korkojen vaikutus kullan hintaan on ensimmäisen kuukauden kohdalla negatiivinen ja tilastollisesti merkitsevä, mutta tämän jälkeen vaikutus on lähellä nollaa eikä ole enää merkitsevä. Vastaavasti shokki kullan hinnassa vaikuttaa 10 ja 2 vuoden korkoihin ensimmäisellä puolikkaalla samansuuntaisesti kuin koko tutkimusjaksolla. Toisella puolikkaalla shokki kullan hinnassa vaikuttaa 10 vuoden korkoon kahden kuukauden ajan negatiivisesti, minkä jälkeen vaikutus on lähellä nollaa. Vaikutus 2 vuoden korkoon on kolmen kuukauden ajan negatiivinen,

minkä jälkeen vaikutus on myös lähellä nollaa. Toisella puolikkaalla tulokset ovat tilastollisesti merkitseviä vain muutaman ensimmäisen kuukauden ajan.



**Kuvio 23.** Impulssivastefunktioiden kuvaajat kullalle ja 2 vuoden valtionvelan korolle ajanjaksolla 6/1976–6/2019.



**Kuvio 24.** Impulssivastefunktioiden kuvaajat kullalle ja korkoerolle ajanjaksolla 6/1976–6/2019.

Kullan hinnan reaktio shokkiin korkoerossa on positiivinen ja lähes koko ajalta tilastollisesti merkitsevä. Korkoeron reaktio kullan hinnan shokkiin on aluksi positiivinen kääntyen toisen kuukauden kohdalla negatiiviseksi ja viiden kuukauden kohdalla jälleen positiiviseksi. Tulos on tilastollisesti merkitsevä toisen kuukauden jälkeen. Ensimmäisellä puolikkaalla shokki korkoerossa vaikuttaa kullan hintaan samalla tavoin kuin koko tutkimusjaksolla ja vaikutus on tilastollisesti merkitsevä. Toisella puolikkaalla vaikutus on lähellä nollaa eikä ole tilastollisesti merkitsevä. Vastaavasti kullan hinnan shokki vaikuttaa korkoeroon ensimmäisellä puolikkaalla samalla tavoin kuin koko tutkimusjaksolla. Puolestaan toisella puolikkaalla vaikutus vaihtelee nollan molemmiin puolin eikä ole lainkaan tilastollisesti merkitsevä.

Tulokset impulssivastefunktioiden osalta tukevat pääsääntöisesti Granger-kausaliiteettitestauksen tuloksia. Muuttujien vaikutuksessa kullan hintaan ja päinvastoin on havaittavissa selkeitä eroja vaikutuksen suunnan ja suuruuden osalta. Kaikkien shokkien vaikutus on pieni ja joidenkin osalta jopa erittäin pieni, mutta kuitenkin suhteellisen pitkäkestoinen. Kaikkien muuttujien osalta shokkien vaikutuksen kesto vaihtelee 6–12 kuukauden välillä.

Tulokset osoittavat Willshire 5000 -indeksin, teollisuustuotantoindeksin ja työttömyysasteen muutosten sekä kullan hinnan muutoksen välisten reaktioiden olevan hyvin pieniä ja tilastollisesti ei-merkitseviä. Muutokset öljyn ja kullan hinnoissa vaikuttavat toisiinsa positiivisesti, kuitenkin kullalla vaikuttaisi olevan lyhyellä aikavälillä suurempi vaikutus öljyyn kuin toisin päin. Poikkeus on kuitenkin ajanjakso 1/1996–6/2019, jolloin muutos öljyn hinnassa vaikuttaa kullan hintaan aluksi positiivisesti vaikutuksen kääntyen nopeasti negatiiviseksi. Kuluttajahintaindeksin muutokset eli inflaatio ja kullan hinnan muutokset näyttävät reagoivan toisiinsa positiivisesti koko tutkimusjaksolla vaikutusten kuitenkin ollessa pieniä. Puolikkailla ajanjaksoilla vaikutukset ovat vielä pienempiä. Tulos antaa kuitenkin ainakin osittaista tukea väitteelle kullan toimisesta suojana inflaatiota vastaan lyhyellä aikavälillä.

Rahan tarjontaa kuvastavien muuttujien  $M1:n$ ,  $M2:n$  ja pankkien luotonannon muutosten sekä kullan hinnan muutosten väliset reaktiot vaikuttavat olevan positiivisia, mutta pääsääntöisesti pieniä. Kullan hinnan muutos reagoi muutoksiin 10 ja 2 vuoden koroissa aluksi negatiivisesti, vaikutuksen jäädessä lopulta lähelle nollaa. Myös korot reagoivat kullan hinnan muutoksiin pääsääntöisesti negatiivisesti. Kulta reagoi muutoksiin korkoerossa positiivisesti, mutta korkoeron reaktio kultaan vaikuttaa olevan negatiivinen. Impulssivasteanalyysin tulokset tukevat erityisesti rahan tarjonnan ja korkomuuttujien osalta Apergiksen ym. (2014) impulssivasteanalyysin havaintoja, sillä kullan hinta reagoi negatiivisesti korkoihin ja positiivisesti rahan tarjontaan. Kokonaisuudessaan tulokset tukevat myös kausaliiteettitestauksen tuloksia, sillä merkittävimmät tekijät, jotka näyttävät vaikuttavan kullan hintaan ovat korot, rahan tarjonta, inflaatio sekä öljyn hinta.



## 5.5 Yhteenveto ekonometrisesta analyysistä

Tässä tutkielmassa tehty yksikköjuuritestaus vahvistaa yleistä käsitystä siitä, että tasomuotoiset taloudelliset aikasarjat ovat pääsääntöisesti epästationaarisia ja niiden ensimmäiset differenssit ovat stationaarisia. ADF- ja KPSS-testien tulosten välillä on havaittavissa pientä ristiriitaa, mutta ottaen huomioon testien herkkyyden, tulos on kuitenkin riittävän robusti.

Yhteisintegroituvuusanalyysissä koko tutkimusjaksolla 1/1972–6/2019 ei löydetty yhtäkään molempien Engle–Grangerin sekä Johansenin menetelmien osoittamaa yhteisintegroituvuusrelaatiota kullan hinnan ja muiden muuttujien välillä. Kuitenkin koko tutkimusajanjaksolla yhteisintegroituvuutta kullan hinnan kanssa havaitaan teollisuustuotantoindeksin, työttömyysasteen, M1 raha-aggregaatin sekä 10 vuoden valtionvelan koron kanssa. Lisäksi ensimmäisellä puolikkaalla ajanjaksolla 1/1972–12/1995 kullan hinta vaikuttaa olevan heikosti yhteisintegroitunut öljyn hinnan sekä Willshire 5000 -indeksin kanssa. Tulokset tukevat aikaisempien tutkimusten havaintoja, sillä pitkällä aikavälillä kullan hintaa ennakoivat enemmän niin sanotut monetaariset tekijät, kuten korkotaso ja rahan tarjonta. Nämä tekijät liittyvät läheisesti myös Yhdysvaltain dollarin kurssin kehitykseen. Lisäksi osakemarkkinoiden merkitys kullan hinnan pitkän aikavälin kehitykseen vaikuttaa olevan vähäinen.

Lyhyen aikavälin relaatioita tarkasteltiin Granger-kausaliiteetin sekä impulssivastefunktioiden avulla. Kausaliiteettitestauksen tulokset osoittavat, että kullan hinnan muutosta näyttävät ennakoivan korkomuuttujien, kuluttajahintaindeksin, pankkien luotonannon sekä M2 raha-aggregaatin muutokset. Vastaavasti muutokset kullan hinnassa näyttävät ennakoivan muutoksia korkomuuttujissa, teollisuustuotantoindeksissä, öljyn hinnassa, raha-aggregaateissa, luotonannossa sekä kuluttajahintaindeksissä. Useiden muuttujien kohdalla Granger-kausalisuus vaikuttaa olevan kaksisuuntaista. Näin on erityisesti korkomuuttujien ja kullan hinnan välillä.

Impulssivastefunktioiden kuvioiden tarkastelu osoittaa kullan hinnan muutosten vaikutuksen makromuuttujiin ja toisin päin olevan suhteellisen pientä, mutta kuitenkin suhteellisen pitkäkestoista. Kullan hinnan muutosten vaikutus öljyn hintaan sekä

inflaatioon vaikuttaa olevan positiivista, ja sama vaikuttaa pätevän myös toisin päin. Willshire 5000 -indeksin, työttömyysasteen ja teollisuustuotannon muutosten sekä kullan hinnan muutosten vaikutukset toisiinsa ovat hyvin lähellä nollaa eivätkä ne ole tilastollisesti merkitseviä. Puolestaan rahan tarjontaa kuvaavien muuttujien reaktio kullan hintaan on pääsääntöisesti positiivista, mutta kuitenkin suhteellisen pientä. Nämä tulokset eivät myöskään ole täysin tilastollisesti merkitseviä. 10 ja 2 vuoden korot ja korkoero reagoivat negatiivisesti muutoksiin kullan hinnassa, mikä vaikuttaa pätevän myös toisin päin.

Myös lyhyellä aikavälillä merkittävimmät tekijät, jotka vaikuttavat kullan hintaan vaikuttavat olevan korot, rahan tarjonta, inflaatio sekä öljyn hinta. Ekonometrisen analyysin tulokset tukevat pääsääntöisesti aikaisempien tutkimusten tuloksia sekä lyhyen, että pitkän aikavälin osalta. On otettava huomioon, että tämän tutkielman tutkimusajanjakso on verrattain pitkä. Tällä on todennäköisesti vaikutusta tuloksiin, koska kullan hinnan ja makrotalouden tekijöiden väliset suhteet vaikuttavat olevan ajallisesti muuttuvia.

## 6 YHTEENVETO

Tässä tutkielmassa tarkasteltiin kullan roolia makrotaloudessa sekä tutkittiin ennakoivatko makrotalouden tekijät kullan hintaa, ja ennakoiko kullan hinta makrotalouden tekijöitä. Tutkielmassa testattiin kullan hinnan ja 11 makrotalouden muuttujan välistä pitkän aikavälin tasapainosuhdetta eli yhteisintegraatiota. Yhteisintegraation tutkimusmenetelmiksi valikoituivat Engle–Grangerin sekä Johansenin menetelmät. Muuttujien lyhyen aikavälin riippuvuutta kullan hinnan kanssa testattiin Granger-kausaliiteetin avulla. Lisäksi vaikutusten suuntaa ja suuruutta tarkasteltiin impulssivastefunktioiden kuvaajien avulla.

Ennen varsinaista ekonometrista analyysia aineiston ominaisuuksia tutkittiin kuvioiden, korrelaatioiden sekä yksikköjuuritestauksen avulla. Havaintoaineisto koostui kuukausittaisista havainnoista alkaen vuodesta 1972 Bretton Woodsin järjestelmän kaatumisesta päättyen vuoteen 2019. Yksikköjuuritestaus antoi vahvistusta oletukselle, että tasoissaan olevat taloudelliset aikasarjat ovat pääsääntöisesti epästationaarisia ja näiden ensimmäiset differenssit ovat pääsääntöisesti stationaarisia.

Tarkasteltaessa kuvioita kullan hinnan ja muiden makromuuttujien välisestä kehityksestä, aikasarjojen huomattiin olevan selkeästi kasvavia pitkällä aikavälillä lukuun ottamatta korkoja ja työttömyysastetta. Myös kullan hinnan ja makromuuttujien välisten korrelaatioiden tarkastelussa huomattiin korrelaatioiden olevan positiivisia lukuun ottamatta 10 ja 2 vuoden Yhdysvaltain valtionvelan korkoja, joiden korrelaatiot kullan hinnan kanssa olivat selkeästi negatiivisia. Kullan hinnan ja korkojen negatiivinen korrelaatio on selkeästi nähtävissä myös kuvioista. Suurimmat korrelaatiokertoimet havaittiin kullan hinnan ja öljyn hinnan, kuluttajahintaindeksin sekä rahan tarjontatekijöiden välillä. Kuviotarkastelun havainnot antavat vahvistusta tälle, sillä eniten yhteisiä kehityskulkuja kullan hinnan kanssa havaittiin öljyn hinnassa sekä rahan tarjontatekijöissä. Kuvioita tarkasteltaessa huomattiin myös selkeästi, että kullan hinnan ja makrotalouden tekijöiden väliset suhteet ovat ajallisesti muuttuvia. Kuten todettua, muuttujat kulkevat pääsääntöisesti samaan suuntaan pitkällä aikavälillä, mutta saattavat lyhyellä aikavälillä kulkea täysin päinvastaisiin suuntiin.

Yhteisintegroituvuustesteissä ei löydetty yhtäkään molempien tutkimusmenetelmien osoittamaan yhteisintegroituvuusrelaatiota kullan hinnan ja makromuuttujien välillä. Koko tutkimusajanjaksolla yhteisintegroituvuutta kullan hinnan kanssa havaittiin teollisuustuotantoindeksin, työttömyysasteen, M1 raha-aggregaatin sekä 10 vuoden valtionvelan koron kanssa. Näiden lisäksi yhteisintegroituvuutta havaittiin ensimmäisellä puolikkaalla ajanjaksolla myös öljyn hinnan ja Willshire 5000 -indeksin kanssa. Toisella puolikkaalla ajanjaksolla yhteisintegroituvuutta havaittiin vain M1 raha-aggregaatin kanssa. Pitkän aikavälin relaatiot vaikuttavat heikentyneen tällä toisella puolikkaalla. Tämä vahvistaa käsitystä muuttujien välisten suhteiden ajallisesta muuttumisesta. Tulokset ovat samankaltaisia Apergiksen ym. (2014) ja Battenin ym. (2010) tutkimusten kanssa, sillä merkittävimmät tekijät, jotka pitkällä aikavälillä vaikuttavat kullan hintaan ovat rahan tarjonta ja korkotaso.

Granger-kausaliiteettia testattiin kahteen suuntaan. Ensin testattiin ennakoivatko makrotalouden tekijöiden muutokset kullan hinnan muutosta, ja toiseksi ennakoivatko kullan hinnan muutokset makrotalouden tekijöiden muutoksia. Granger-kausaliiteetti on parhaimmillaan kaksisuuntainen, ja näin oli erityisesti korkomuuttujien ja kullan hinnan välillä. Kullan hinnan muutos ennakoi useampaa makromuuttujaa kuin mitä makromuuttujat ennakoivat kullan hintaa. Kullan hinnan muutosta ennakoivat inflaatio, korot, luotonanto ja rahan tarjonta. Vastaavasti kullan hinnan muutos ennakoi muutoksia koroissa, luotonannossa, rahan tarjonnassa, teollisuustuotannossa, öljyn hinnassa sekä inflaatiossa. Granger-kausaliiteettitestauksen tulos kullan ja öljyn hintojen välillä on päinvastainen verrattuna Zhangin ja Wein (2010) tutkimukseen, jonka mukaan öljyn hinta ennakoi kullan hintaa, mutta ei toisin päin.

Impulssivastefunktioiden kuvaajien avulla tarkasteltiin lyhyen aikavälin vaikutusten suuntaa ja suuruutta. Tulokset osoittivat Willshire 5000 -indeksin, teollisuustuotantoindeksin ja työttömyysasteen muutosten sekä kullan hinnan muutosten välisten reaktioiden olevan hyvin pieniä ja ei-merkitseviä. Korkomuuttujien ja kullan hinnan muutosten väliset reaktiot olivat pääsääntöisesti negatiivisia. Rahan tarjontatekijöiden, inflaation sekä öljyn hinnan muutosten reaktiot kullan hinnan muutosten kanssa olivat pääsääntöisesti positiivisia. Tulokset ovat yhdenmukaisia Granger-kausaliiteetin, yhteisintegroituvuuden sekä kuviotarkastelun kanssa. Myös lyhyen aikavälin tarkastelun tulokset Granger-kausaliiteetin ja

impulssivastefunktioiden osalta ovat samankaltaisia muun muassa Apergiksen ym. (2014), Battenin ym. (2010) sekä Baurin ja Luceyn (2010) tutkimuksien havaintojen kanssa.

Tutkimus vahvistaa useiden aikaisempien tutkimuksien käsitystä, että kokonaisuudessaan lyhyellä ja pitkällä aikavälillä osakemarkkinoiden merkitys kullan hinnan kehitykselle on vähäinen. Tulokset antavat vahvistusta myös kullan toimimiselle varantovaluuttana ja turvasatamana osakemarkkinoille sekä valuutoille. Parhaiten kullan hintaa ennakoivat tekijät, kuten hinta- ja korkotaso, rahan tarjonta sekä öljyn hinta liittyvät läheisesti myös Yhdysvaltain dollarin kurssin kehitykseen. Tämän tutkimuksen havainnot tukevat myös aikaisempien tutkimusten havaintoa siitä, että dollari on merkittävin kullan hintaan vaikuttava tekijä.

Tulosten luotettavuutta pyrittiin parantamaan vertaamalla saatuja tuloksia aikaisempiin tutkimuksiin ja tekemällä mallidiagnostiikkatestejä. Molempien yhteisintegroituvuustestien tulokset olivat samansuuntaisia, samoin kuin myös Granger-kausaliiteettitestauksen ja impulssivastefunktioiden tulokset. Lisäksi tulokset olivat yhdenmukaisia verrattaessa koko tutkimusajanjakson tuloksia puolikkaiden ajanjaksojen tuloksiin. Tutkimuksen rajauksen vuoksi kullan hinnan riippuvuuksia tarkasteltiin yhdentoista yksittäisen makrotaloudellisen muuttujan kanssa. Näin ollen tutkimus ei ota laajasti huomioon näiden yhdentoista makrotaloudellisen muuttujan välistä riippuvuutta toisistaan.

Tämän tutkimuksen kannalta olisi ollut erittäin mielenkiintoista saada mukaan dataa keväällä 2020 iskeneestä koko maailmaan vaikuttavasta koronakriisistä. Päätös tutkimuksen tutkimusaikavälistä tehtiin kuitenkin syksyllä 2019, jolloin ei ollut vielä tietoa ensimmäisestäkään koronavirustapauksesta. Koronakriisin laukaiseman laajan markkinahäiriön myötä arvopaperimarkkinat romahtivat maaliskuussa 2020 maailmanlaajuisesti ja kullan hinta kääntyi rajuun nousuun. Osakemarkkinat ovat sittemmin toipuneet nopeasti, ja kullan hinta on jatkanut nousuaan keskuspankkien lisätessä rahan tarjontaa elvyttävällä rahapolitiikalla sekä Yhdysvaltain dollarin heikentyessä suhteessa muihin merkittäviin valuuttoihin. Tätä kirjoitettaessa elokuun alussa 2020 kullan nimellinen hinta on rikkonut aiemmat ennätykset ja on yli 1900

dollaria unssilta. Kulta on koronakriisin myötä jälleen osoittanut arvonsa varantovaluuttana ja turvasatamana.

Tulevaisuudessa jatkotutkimukset voisivat suuntautua tarkastelemaan kullan hintaan vaikuttavia tekijöitä erityisesti kriiseissä. Kuten todettua, kullan hinnan ja makrotalouden muuttujien väliset suhteet ovat ajallisesti muuttuvia. Ne vaikuttavat toisiinsa eri tavoin niin sanottuina tavanomaisina aikoina ja kriiseissä. Myös kullan suhde valuuttakursseihin on mielenkiintoinen tutkimusaihe kullan toimiessa varantovaluuttana. Erityisesti kullan hinnan yhteyttä dollarin kurssikehitykseen on mielekästä tarkastella lähemmin. Lisäksi olisi mielenkiintoista tarkastella myös keskuspankkien taseiden muutoksia Bretton Woodsin järjestelmän romahduksen jälkeen. Kuinka kullan osuus keskuspankkien taseissa on muuttunut ja mahdollisesti miksi? Kullan ainutlaatuiset ominaisuudet ja sen asema talousjärjestelmässä tarjoavat mielenkiintoisia tutkimusaiheita myös tulevaisuudessa.

## LÄHTEET

Adrangi, B., Chatrath, A., & Raffiee, K. (2003). Economic activity, inflation, and hedging: the case of gold and silver investments. *The Journal of Wealth Management*, 6(2), 60–77.

Andersen, T. G., Bollerslev, T., Diebold, F. X., & Vega, C. (2007). Real-time price discovery in global stock, bond and foreign exchange markets. *Journal of International Economics*, 73(2), 251–277.

Apergis, N., Christou, C., & Payne, J. E. (2014). Precious metal markets, stock markets and the macroeconomic environment: A FAVAR model approach. *Applied Financial Economics*, 24(10), 691–703.

Baele, L., Bekaert, G., & Inghelbrecht, K. (2010). The determinants of stock and bond return co-movements. *The Review of Financial Studies*, 23(6), 2374–2428.

Batten, J. A., Ciner, C., & Lucey, B. M. (2010). The macroeconomic determinants of volatility in precious metals markets. *Resources Policy*, 35(2), 65–71.

Baur, D. G., & Lucey, B. M. (2010). Is gold a hedge or a safe haven? An analysis of stocks, bonds and gold. *Financial Review*, 45(2), 217–229.

Baur, D. G., & McDermott, T. K. (2010). Is gold a safe haven? International evidence. *Journal of Banking & Finance*, 34(8), 1886–1898.

Bernanke, B. S., Boivin, J., & Elias, P. (2005). Measuring the effects of monetary policy: a factor-augmented vector autoregressive (FAVAR) approach. *The Quarterly Journal of Economics*, 120(1), 387–422.

Brooks, C. (2014). *Introductory econometrics for finance* (3. painos). Cambridge and New York: Cambridge University Press.

Cai, J., Cheung, Y. L., & Wong, M. C. (2001). What moves the gold market? *Journal of Futures Markets: Futures, Options, and Other Derivative Products*, 21(3), 257–278.

Capie, F., Mills, T. C., & Wood, G. (2005). Gold as a hedge against the dollar. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 15(4), 343–352.

Ciner, C., Gurdgiev, C., & Lucey, B. M. (2013). Hedges and safe havens: An examination of stocks, bonds, gold, oil and exchange rates. *International Review of Financial Analysis*, 29, 202–211.

Darné, O., & Diebolt, C. (2005). Non-stationarity Tests in Macroeconomic Time Series. Teoksessa C. Diebolt & C. Kyrtso (toim.), *New trends in Macroeconomics* (s. 173–194). Berlin, Heidelberg: Springer.

Davidian, M., & Carroll, R. J. (1987). Variance function estimation. *Journal of the American Statistical Association*, 82(400), 1079–1091.

Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366a), 427–431.

Enders, W. (2014). *Applied Econometric Time Series* (4. painos). New Jersey: John Wiley & Sons, Inc.

Engle, R. (2002). Dynamic conditional correlation: A simple class of multivariate generalized autoregressive conditional heteroskedasticity models. *Journal of Business & Economic Statistics*, 20(3), 339–350.

Engle, R. F., & Granger, C. W. (1987). Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica* 55(2), 251–276.



Federal Reserve Bank of St. Louis (2019a). 10-Year Treasury Constant Maturity Rate, Percent, Monthly, Not Seasonally Adjusted (GS10). Saatavilla: <<https://fred.stlouisfed.org/series/GS10>>. Viitattu 10.11.2019.

Federal Reserve Bank of St. Louis (2019b). 10-Year Treasury Constant Maturity Minus 2-Year Treasury Constant Maturity, Percent, Monthly, Not Seasonally Adjusted (T10Y2YM). Saatavilla: <<https://fred.stlouisfed.org/series/T10Y2YM>>. Viitattu 14.12.2019.

Federal Reserve Bank of St. Louis (2019c). 2-Year Treasury Constant Maturity Rate, Percent, Monthly, Not Seasonally Adjusted (GS2). Saatavilla: <<https://fred.stlouisfed.org/series/GS2>>. Viitattu 14.12.2019.

Federal Reserve Bank of St. Louis (2019d). Bank Credit, All Commercial Banks, Billions of U.S. Dollars, Monthly, Seasonally Adjusted (LOANINV). Saatavilla: <<https://fred.stlouisfed.org/series/LOANINV>>. Viitattu 17.12.2019.

Federal Reserve Bank of St. Louis (2019e). Consumer Price Index: Total All Items for the United States, Index 2015=100, Annual, Not Seasonally Adjusted (CPALTT01USA661S). Saatavilla: <<https://fred.stlouisfed.org/series/CPALTT01USA661S>>. Viitattu 13.12.2019.

Federal Reserve Bank of St. Louis (2019f). Consumer Price Index: Total All Items for the United States, Index Jan 2015=100, Monthly, Seasonally Adjusted (CPALTT01USM661S\_NBD20150101). Saatavilla: <<https://fred.stlouisfed.org/series/CPALCY01USM661N#0>>. Viitattu 14.12.2019.

Federal Reserve Bank of St. Louis (2019g). Consumer Price Index: Total All Items for the United States, Index Jan 1972=100, Monthly, Seasonally Adjusted (CPALTT01USM661S\_NBD19720101). Saatavilla: <<https://fred.stlouisfed.org/series/CPALCY01USM661N#0>>. Viitattu 14.12.2019.

Federal Reserve Bank of St. Louis (2019h). Gold Fixing Price 10:30 A.M. (London time) in London Bullion Market, based in U.S. Dollars, U.S. Dollars per Troy Ounce, Annual, Not Seasonally Adjusted (GOLDAMGBD228NLBM). Saatavilla: <<https://fred.stlouisfed.org/series/GOLDAMGBD228NLBM>>. Viitattu 13.12.2019.

Federal Reserve Bank of St. Louis (2019i). Gold Fixing Price 10:30 A.M. (London time) in London Bullion Market, based in U.S. Dollars, U.S. Dollars per Troy Ounce, Monthly, Not Seasonally Adjusted (GOLDAMGBD228NLBM). Saatavilla: <<https://fred.stlouisfed.org/series/GOLDAMGBD228NLBM>>. Viitattu 10.11.2019.

Federal Reserve Bank of St. Louis (2019j). Industrial Production Index, Index Jan 2015=100, Monthly, Seasonally Adjusted (INDPRO\_NBD20150101). Saatavilla: <<https://fred.stlouisfed.org/series/INDPRO#0>>. Viitattu 13.12.2019.

Federal Reserve Bank of St. Louis (2019k). M1 Money Stock, Billions of Dollars, Monthly, Not Seasonally Adjusted (M1NS). Saatavilla: <<https://fred.stlouisfed.org/series/M1NS>>. Viitattu 10.11.2019.

Federal Reserve Bank of St. Louis (2019l). M2 Money Stock, Billions of Dollars, Monthly, Not Seasonally Adjusted (M2NS). Saatavilla: <<https://fred.stlouisfed.org/series/M2NS>>. Viitattu 10.11.2019.

Federal Reserve Bank of St. Louis (2019m). Spot Crude Oil Price: West Texas Intermediate (WTI), Dollars per Barrel, Monthly, Not Seasonally Adjusted (WTISPLC). Saatavilla: <<https://fred.stlouisfed.org/series/WTISPLC>>. Viitattu 10.11.2019.

Federal Reserve Bank of St. Louis (2019n). Unemployment Rate, Percent, Monthly, Not Seasonally Adjusted (UNRATENSA). Saatavilla: <<https://fred.stlouisfed.org/series/UNRATENSA>>. Viitattu 10.11.2019.

Federal Reserve Bank of St. Louis (2019o). Willshire 5000 Total Market Full Cap Index, Index, Monthly, Not Seasonally Adjusted (WILL5000INDFC). Saatavilla: <<https://fred.stlouisfed.org/series/WILL5000INDFC#0>>. Viitattu 13.12.2019.

Frankel, J. A. (2006). *The effect of monetary policy on real commodity prices* (NBER Working Paper No. w12713). Saatavilla: <<https://www.nber.org/papers/w12713>>.

Ghosh, D., Levin, E. J., Macmillan, P., & Wright, R. E. (2004). Gold as an inflation hedge? *Studies in Economics and Finance*, 22(1), 1–25.

Gorton, G., & Rouwenhorst, K. G. (2006). Facts and fantasies about commodity futures. *Financial Analysts Journal*, 62(2), 47–68.

Gujarati D. N. (2003). *Basic Econometrics* (4. painos). New York: McGraw-Hill Higher Education.

Hammoudeh, S. M., Yuan, Y., McAleer, M., & Thompson, M. A. (2010). Precious metals-exchange rate volatility transmissions and hedging strategies. *International Review of Economics & Finance*, 19(4), 633–647.

Hill, R. C., Griffiths, W. E., & Lim, G. C. (2012). *Principles of econometrics* (4. painos). New Jersey: John Wiley & Sons Inc.

Hood, M., & Malik, F. (2013). Is gold the best hedge and a safe haven under changing stock market volatility? *Review of Financial Economics*, 22(2), 47–52.

Jaffe, J. F. (1989). Gold and gold stocks as investments for institutional portfolios. *Financial Analysts Journal*, 45(2), 53–59.

Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2–3), 231–254.

Johansen, S., & Juselius, K. (1990). Maximum likelihood estimation and inference on cointegration—with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(2), 169–210.

Kirchgässner, G., Wolters, J., & Hassler, U. (2013). Nonstationary processes. Teoksessa G. Kirchgässner, J. Wolters & U. Hassler (toim.), *Introduction to Modern Time Series Analysis* (s. 155–203). Berlin, Heidelberg: Springer.

Kwiatkowski, D., Phillips, P. C., Schmidt, P., & Shin, Y. (1992). Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. *Journal of Econometrics*, 54(1–3), 159–178.

MacKinnon, J. G. (1996). Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests. *Journal of Applied Econometrics*, 11(6), 601–618.

MacKinnon, J. G., Haug, A. A., & Michelis, L. (1999). Numerical distribution functions of likelihood ratio tests for cointegration. *Journal of Applied Econometrics*, 14(5), 563–577.

McCown, J. R., & Zimmerman, J. R. (2006). *Is gold a zero-beta asset? Analysis of the Investment Potential of Precious Metals* (SSRN Working Paper No. 920496). Saatavilla: <<https://ssrn.com/abstract=920496>>.

Nelson, C. R., & Plosser, C. R. (1982). Trends and random walks in macroeconomic time series: some evidence and implications. *Journal of Monetary Economics*, 10(2), 139–162.

Riley, C. (2010). A new gold rush: Investing in Precious Metals. *The Journal of Investing*, 19(2), 95–100.

Ross, S. A. (1989). Information and volatility: The no-arbitrage martingale approach to timing and resolution irrelevancy. *The Journal of Finance*, 44(1), 1–17.

Schwarz, G. (1978). Estimating the dimension of a model. *The Annals of Statistics*, 6(2), 461–464.

Shafiee, S., & Topal, E. (2010). An overview of global gold market and gold price forecasting. *Resources Policy*, 35(3), 178–189.

Shiller, R. J., & Beltratti, A. E. (1992). Stock prices and bond yields: Can their co-movements be explained in terms of present value models? *Journal of Monetary Economics*, 30(1), 25–46.

Solt, M. E., & Swanson, P. J. (1981). On the efficiency of the markets for gold and silver. *Journal of Business*, 54(3), 453–478.

Stock, J. (1987). Asymptotic Properties of Least Squares Estimators of Cointegrating Vectors. *Econometrica*, 55(5), 1035–56.

Tully, E., & Lucey, B. M. (2007). A power GARCH examination of the gold market. *Research in International Business and Finance*, 21(2), 316–325.

Willshire (2020). Willshire 5000 Total Market Index. Saatavilla: <<https://wilshire.com/indexes/wilshire-5000-family/wilshire-5000-total-market-index>>. Viitattu 23.3.2020.

World Gold Council (2020a). Gold market structure and flows. Saatavilla: <<https://www.gold.org/about-gold/market-structure-and-flows>>. Viitattu 21.2.2020.

World Gold Council (2020b). Investing in gold: How to buy gold. Saatavilla: <<https://www.gold.org/what-we-do/gold-investment/how-buy-gold>>. Viitattu 23.3.2020.

World Gold Council (2020c). Portfolio Simulator. Saatavilla: <<https://www.gold.org/goldhub/portfolio-tools/simulator>>. Viitattu 6.4.2020.

World Gold Council (2020d). The Bretton Woods system. Saatavilla: <<https://www.gold.org/about-gold/history-of-gold/bretton-woods-system>>. Viitattu 10.2.2020.

World Gold Council (2020e). The classical Gold Standard. Saatavilla: <<https://www.gold.org/about-gold/history-of-gold/the-gold-standard>>. Viitattu 10.2.2020.

Worthington, A. C., & Pahlavani, M. (2007). Gold investment as an inflationary hedge: Cointegration evidence with allowance for endogenous structural breaks. *Applied Financial Economics Letters*, 3(4), 259–262.

Zhang, Y. J., & Wei, Y. M. (2010). The crude oil market and the gold market: Evidence for cointegration, causality and price discovery. *Resources Policy*, 35(3), 168–177.

## Liite 1

## Yksikköjuuritestauksen tulokset puolitetuille ajanjaksoille 1/1972–12/1995 ja 1/1996–6/2019

Taulukko 7. Yksikköjuuritestauksen tulokset aikasarjoille ajanjaksolla 1/1972–12/1995.

Muuttuja	ADF	Viivepituus	KPSS	Viivepituus
Kulta	-2,677	2	0,372***	14
Öljy	-2,338	1	0,388***	14
Willshire	-3,508**	1	0,205**	14
TTI	-2,948	2	0,075	14
KHI	-0,568	2	0,473***	14
Luotto	-1,194	8	0,421***	14
M1	-4,824***	12	0,132*	14
M2	-0,109	12	0,463***	14
Työttömyys	-4,845***	12	0,179**	14
10v korko	-1,621	2	0,383***	14
2v korko	-2,653	6	0,236***	11
Korkoero	-2,859	2	0,089	11

\*\*\* Merkitsevä 1 % tasolla, \*\* merkitsevä 5 % tasolla, \* merkitsevä 10 % tasolla.

Kulta = kullan spot-hinta, Öljy = WTI öljyn spot-hinta, Willshire = Willshire 5000 -indeksi, TTI = Yhdysvaltain teollisuustuotantoindeksi, KHI = Yhdysvaltain kuluttajahintaindeksi, Luotto = pankkien luotonanto Yhdysvalloissa, M1 = Yhdysvaltain M1 raha-aggregaatti, M2 = Yhdysvaltain M2 raha-aggregaatti, Työttömyys = työttömyysaste Yhdysvalloissa, 10v korko = 10 vuoden Yhdysvaltain valtionvelan korko, 2v korko = 2 vuoden Yhdysvaltain valtionvelan korko, Korkoero = 10 vuoden ja 2 vuoden Yhdysvaltain valtionvelkojen välinen korkoero.

**Taulukko 8. Yksikköjuuritestauksen tulokset ensimmäisille differensseille ajanjaksolla 1/1972–12/1995.**

Muuttuja	ADF	Viivepituus	KPSS	Viivepituus
Kulta	-11,719***	1	0,114	0
Öljy	-13,579***	0	0,063	6
Willshire	-14,169***	0	0,062	3
TTI	-7,514***	1	0,043	9
KHI	-6,282***	1	0,109	12
Luotto	-3,434**	7	0,073	11
M1	-2,411	12	0,080	30
M2	-4,074***	12	0,229***	4
Työttömyys	-2,552	11	0,025	1
10v korko	-12,652***	1	0,047	5
2v korko	-7,581***	5	0,067	8
Korkoero	-11,575***	1	0,069	16

\*\*\* Merkitsevä 1 % tasolla, \*\* merkitsevä 5 % tasolla, \* merkitsevä 10 % tasolla. Ks. taulukoiden lyhenteet s. 103.



**Taulukko 9. Yksikköjuuritestauksen tulokset aikasarjoille ajanjaksolla 1/1996–6/2019.**

Muuttuja	ADF	Viivepituus	KPSS	Viivepituus
Kulta	-1,571	0	0,244***	14
Öljy	-2,070	1	0,356***	14
Willshire	-2,001	1	0,235***	14
TTI	-3,450**	4	0,166**	14
KHI	-1,253	2	0,413***	14
Luotto	-1,043	1	0,392***	14
M1	-2,011	12	0,453***	14
M2	-3,824**	12	0,129*	14
Työttömyys	-3,072	12	0,254***	14
10v korko	-3,665**	1	0,129*	13
2v korko	-1,732	1	0,169**	14
Korkoero	-1,826	3	0,169**	14

\*\*\* Merkitsevä 1 % tasolla, \*\* merkitsevä 5 % tasolla, \* merkitsevä 10 % tasolla. Ks. taulukoiden lyhenteet s. 103.

**Taulukko 10. Yksikköjuuritestauksen tulokset ensimmäisille differensseille ajanjaksolla 1/1996–6/2019.**

Muuttuja	ADF	Viivepituus	KPSS	Viivepituus
Kulta	-14,656***	0	0,290***	6
Öljy	-12,684***	0	0,058	0
Willshire	-13,135***	0	0,090	7
TTI	-4,342***	3	0,097	12
KHI	-11,337***	1	0,051	2
Luotto	-12,492***	0	0,116	9
M1	-2,884	11	0,188**	3
M2	-3,926**	12	0,045	3
Työttömyys	-2,080	11	0,141*	10
10v korko	-13,492***	0	0,035	8
2v korko	-11,253***	0	0,082	5
Korkoero	-7,361***	2	0,067	7

\*\*\* Merkitsevä 1 % tasolla, \*\* merkitsevä 5 % tasolla, \* merkitsevä 10 % tasolla. Ks. taulukoiden lyhenteet s. 103.

## Liite 2

## Yhteisintegroituveden tulokset puolitetuille ajanjaksoille 1/1972–12/1995 ja 1/1996–6/2019

Taulukko 11. Yhteisintegroituveden tulokset ajanjaksolla 1/1972–12/1995.

Muuttuja	Engle–Granger		Johansen		
	Testisuure	Viivepituus	$\lambda_0$	$\lambda_1$	Viivepituus
Öljy	-3,657*	1	20,631***	7,378***	2
Willshire	-2,465	1	15,080*	0,084	2
TTI	-2,706	2	16,235**	0,029	2
KHI	-3,338	2	37,693***	12,708***	2
Luotto	-2,440	2	26,435***	4,201**	2
M1	-2,422	2	11,844	0,329	3
M2	-2,688	1	31,748***	7,620***	4
Työttömyys	-3,328	13	22,535***	6,258**	2
10v korko	-3,821**	5	14,384*	1,856	2
2v korko	-3,099	2	14,239*	2,817*	3
Korkoero	-2,534	2	21,058***	7,006***	3

\*\*\* Merkitsevä 1 % tasolla, \*\* merkitsevä 5 % tasolla, \* merkitsevä 10 % tasolla. Ks. taulukoiden lyhenteet s. 103.

**Taulukko 12. Yhteisintegroituvuuden tulokset ajanjaksolla 1/1996–6/2019.**

Muuttuja	Engle–Granger		Johansen		
	Testisuure	Viivepituus	$\lambda_0$	$\lambda_1$	Viivepituus
Öljy	-2,591	0	12,498	0,346	2
Willshire	-2,343	1	3,349	0,078	1
TTI	-1,508	1	10,613	0,412	1
KHI	-2,827	1	8,291	1,859	2
Luotto	-1,798	0	16,996**	4,910**	2
M1	-1,817	0	19,747**	0,537	3
M2	-1,536	0	4,373	0,297	1
Työttömyys	-2,827	12	3,214	1,010	4
10v korko	-1,940	1	10,881	0,078	1
2v korko	-1,955	1	6,651	0,269	2
Korkoero	-1,966	0	4,377	0,613	2

\*\*\* Merkitsevä 1 % tasolla, \*\* merkitsevä 5 % tasolla, \* merkitsevä 10 % tasolla. Ks. taulukoiden lyhenteet s. 103.

## Liite 3

**Granger-kausalityytestauksen tulokset puolitetuille ajanjaksoille 1/1972–12/1995 ja 1/1996–6/2019.**

**Taulukko 13. Granger-kausalityytestauksen tulokset makromuuttujien muutokselle ajanjaksolla 1/1972–12/1995.**

H <sub>0</sub> : ”Makromuuttujien muutos ei edellä kullaan hinnan muutosta.”				
Muuttuja	F-suure	Viivepituus	F-suure	Viivepituus
Öljy	2,297	2	1,371	12
Willshire	0,025	2	1,532	12
TTI	0,939	2	0,900	12
KHI	2,362*	2	1,605*	12
Luotto	0,737	2	1,732*	12
M1	0,418	3	0,645	12
M2	0,287	4	0,413	12
Työttömyys	0,030	2	0,598	12
10v korko	1,866	2	1,424	12
2v korko	2,779**	3	1,442	12
Korkoero	2,925**	3	1,740*	12

\*\*\* Merkitsevä 1 % tasolla, \*\* merkitsevä 5 % tasolla, \* merkitsevä 10 % tasolla. Ks. taulukoiden lyhenteet s. 103.

**Taulukko 14. Granger-kausalityytestauksen tulokset kullan hinnan muutokselle ajanjaksolla 1/1972–12/1995.**

H <sub>0</sub> : "Kullan hinnan muutos ei edellä makromuuttujien muutosta."				
Muuttuja	F-suure	Viivepituus	F-suure	Viivepituus
Öljy	0,582	2	1,068	12
Willshire	0,048	2	0,482	12
TTI	0,982	2	2,176**	12
KHI	0,344	2	2,000**	12
Luotto	3,987**	2	0,859	12
M1	0,227	3	1,895**	12
M2	0,361	4	1,792**	12
Työttömyys	1,135	2	0,735	12
10v korko	2,944*	2	2,147**	12
2v korko	5,354***	3	2,571***	12
Korkoero	11,834***	3	3,904***	12

\*\*\* Merkitsevä 1 % tasolla, \*\* merkitsevä 5 % tasolla, \* merkitsevä 10 % tasolla. Ks. taulukoiden lyhenteet s. 103.

**Taulukko 15. Granger-kausaliiteettitestauksen tulokset makromuuttujien muutokselle ajanjaksolla 1/1996–6/2019.**

H <sub>0</sub> : "Makromuuttujien muutos ei edellä kullan hinnan muutosta."				
Muuttuja	F-suure	Viivepituus	F-suure	Viivepituus
Öljy	2,091	2	0,646	12
Willshire	0,740	1	1,058	12
TTI	1,362	1	1,176	12
KHI	3,536**	2	1,753*	12
Luotto	0,286	2	1,084	12
M1	1,399	3	1,498	12
M2	1,070	1	1,678*	12
Työttömyys	1,473	4	1,417	12
10v korko	0,130	1	0,665	12
2v korko	0,425	2	0,891	12
Korkoero	0,137	2	1,075	12

\*\*\* Merkitsevä 1 % tasolla, \*\* merkitsevä 5 % tasolla, \* merkitsevä 10 % tasolla. Ks. taulukoiden lyhenteet s. 103.

**Taulukko 16. Granger-kausalityytestauksen tulokset kullan hinnan muutokselle ajanjaksolla 1/1996–6/2019.**

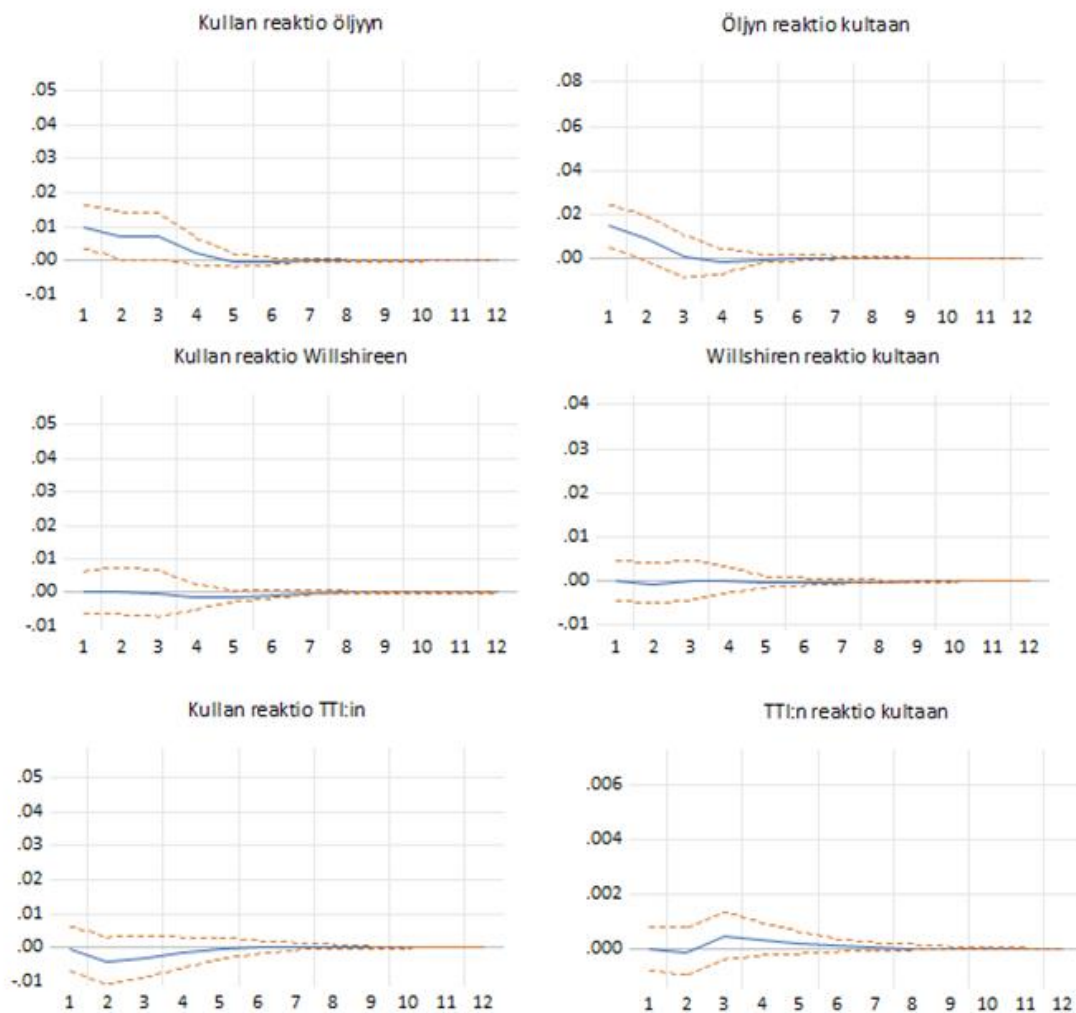
H <sub>0</sub> : "Kullan hinnan muutos ei edellä makromuuttujien muutosta."				
Muuttuja	F-suure	Viivepituus	F-suure	Viivepituus
Öljy	1,802	2	1,984**	12
Willshire	0,085	1	1,442	12
TTI	1,146	1	1,902**	12
KHI	0,286	2	1,124	12
Luotto	1,410	2	1,825**	12
M1	2,146*	3	1,045	12
M2	0,120	1	0,683	12
Työttömyys	1,618	4	1,156	12
10v korko	0,691	1	0,953	12
2v korko	0,757	2	0,615	12
Korkoero	2,514*	2	1,195	12

\*\*\* Merkitsevä 1 % tasolla, \*\* merkitsevä 5 % tasolla, \* merkitsevä 10 % tasolla. Ks. taulukoiden lyhenteet s. 103.

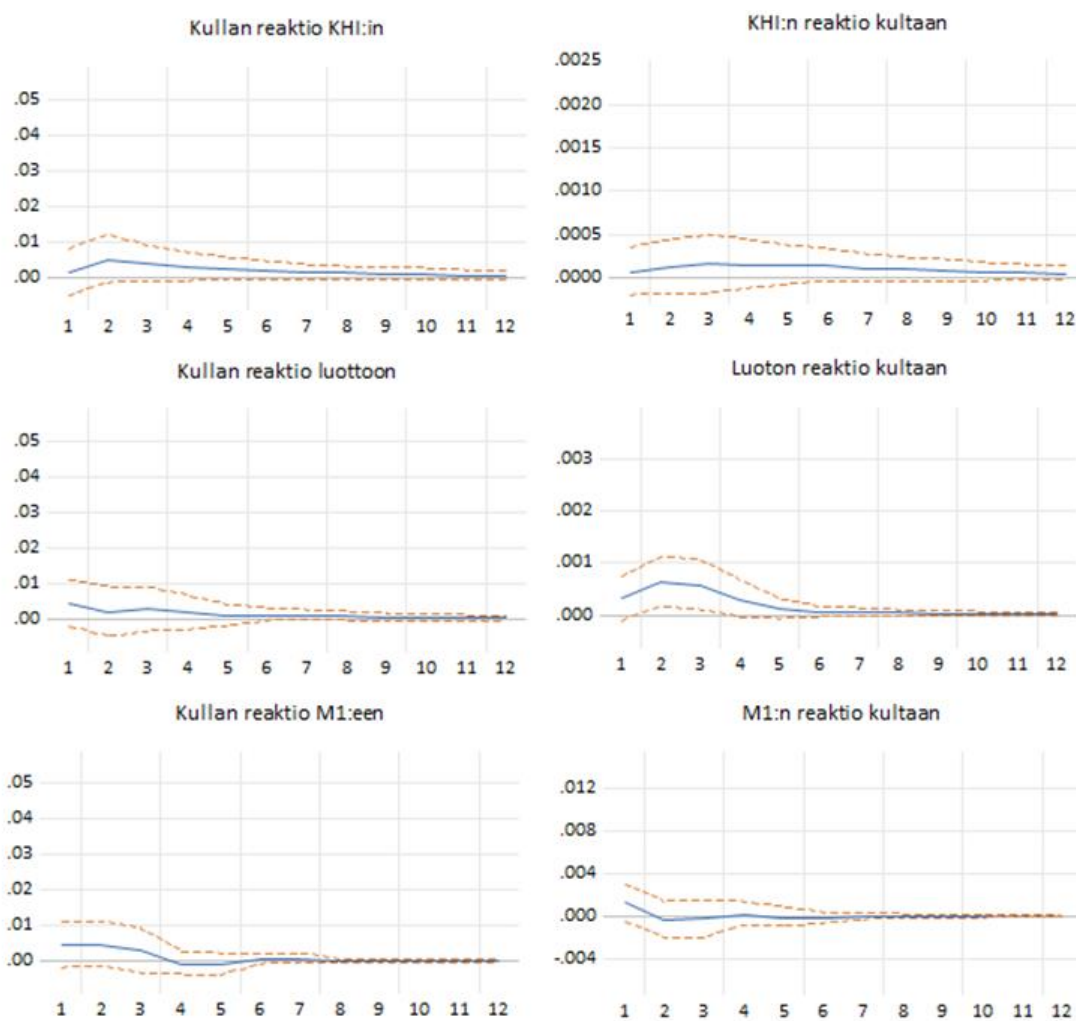


## Liite 4

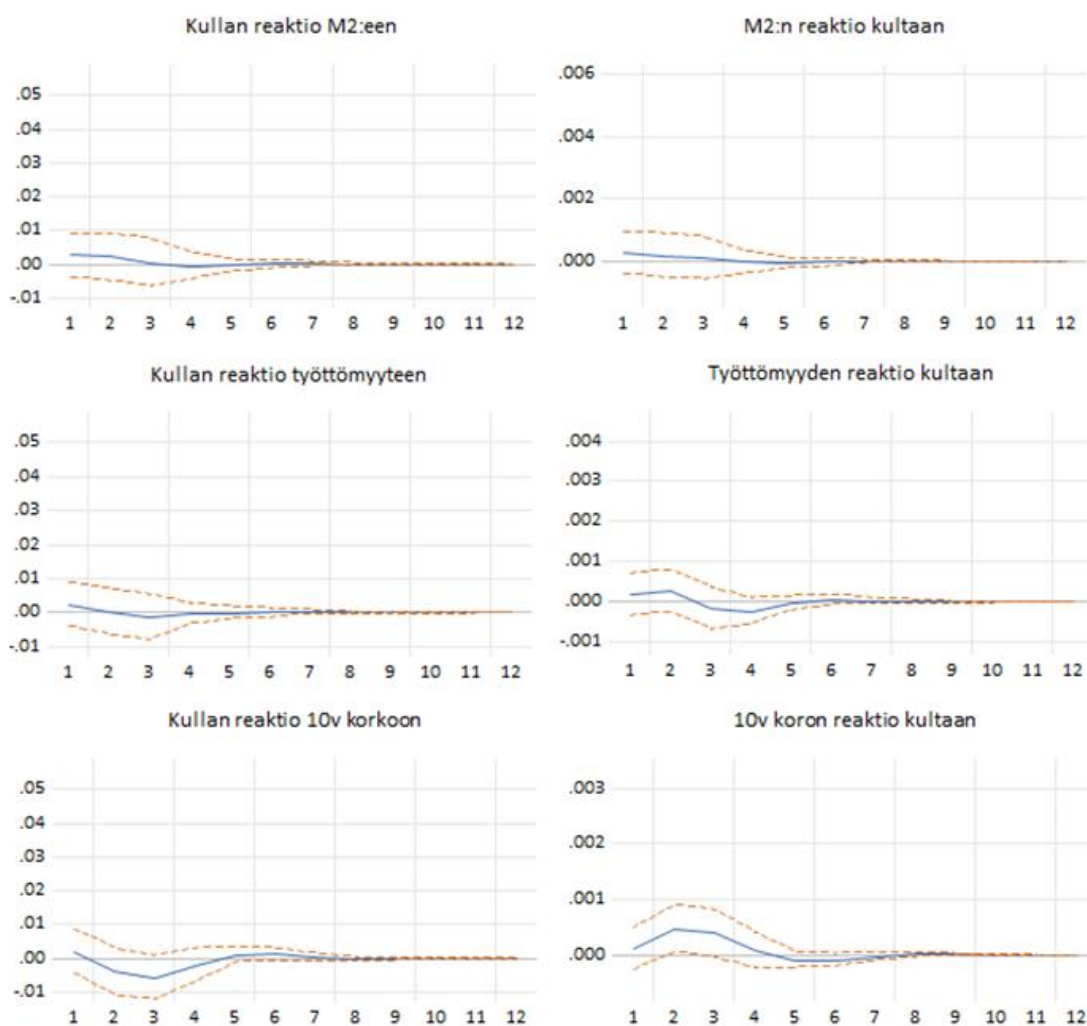
**Impulssivastefunktioiden kuvaajat puolitetuille ajanjaksoille 1/1972–12/1995 ja 1/1996–6/2019.**



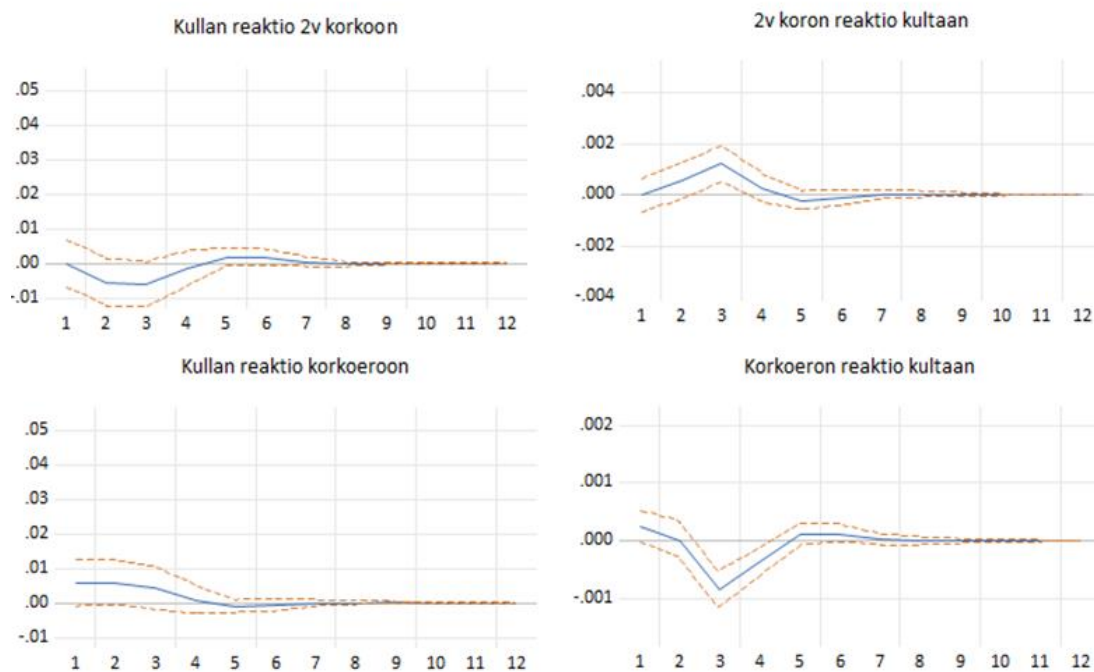
**Kuvio 25. Impulssivastefunktioiden kuvaajat kullalle, öljylle, Willshire 5000 -indeksille ja teollisuustuotantoindeksille ajanjaksolla 1/1972–12/1995.**



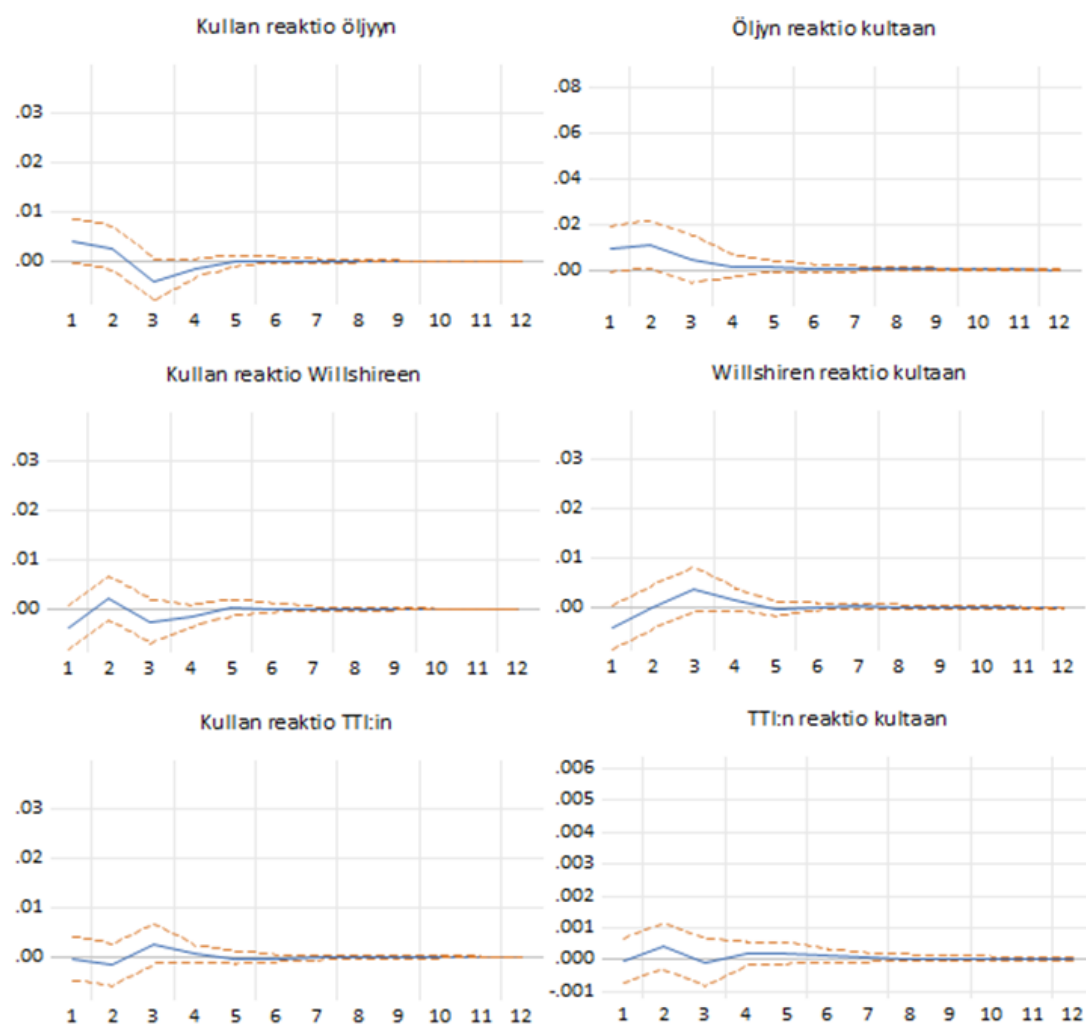
**Kuvio 26. Impulssivastefunktioiden kuvaajat kullalle, kuluttajahintaindeksille (inflaatiolle), pankkien luotonannolle ja M1:lle ajanjaksolla 1/1972–12/1995.**



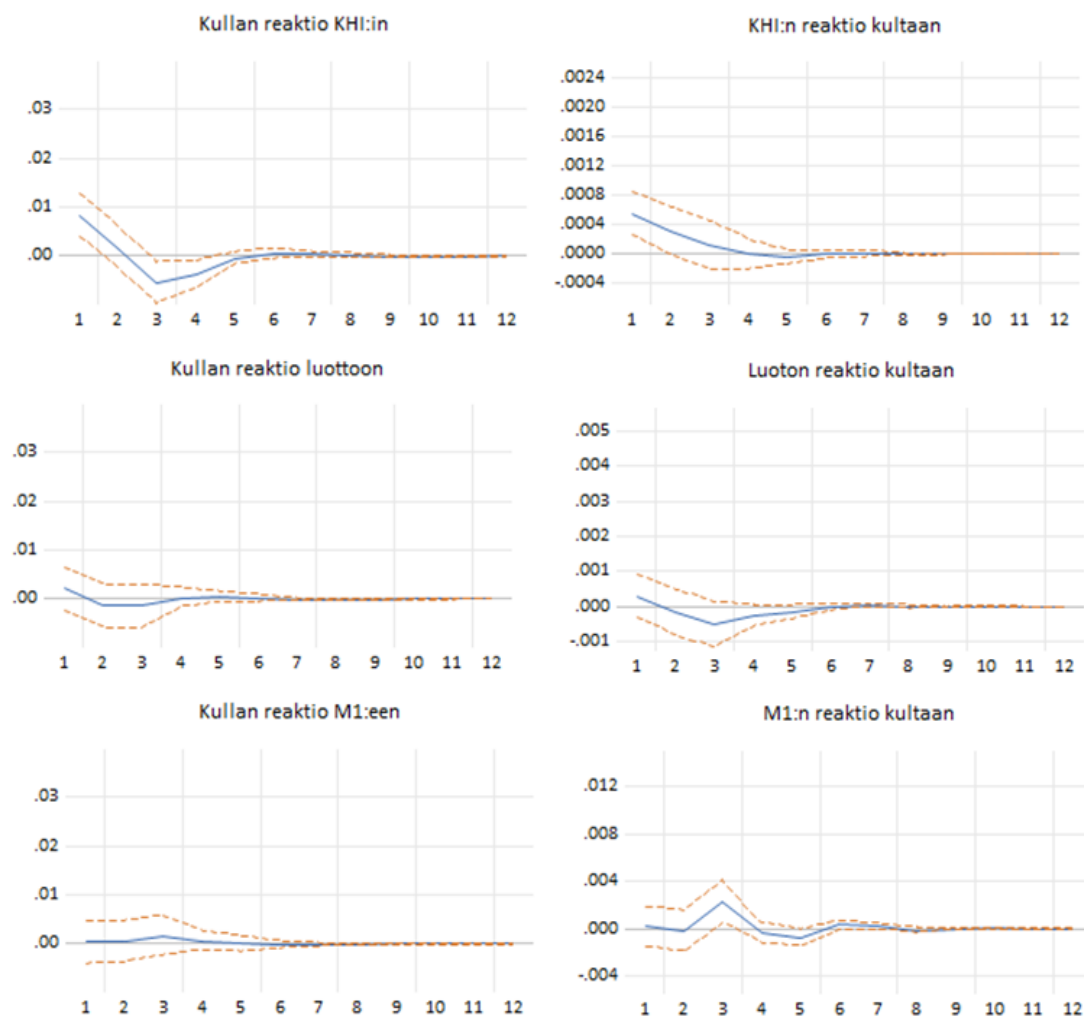
Kuvio 27. Impulssivastefunktioiden kuvaajat kullalle, M2:lle, työttömyysasteelle ja 10 vuoden valtionvelan korolle ajanjaksolla 1/1972–12/1995.



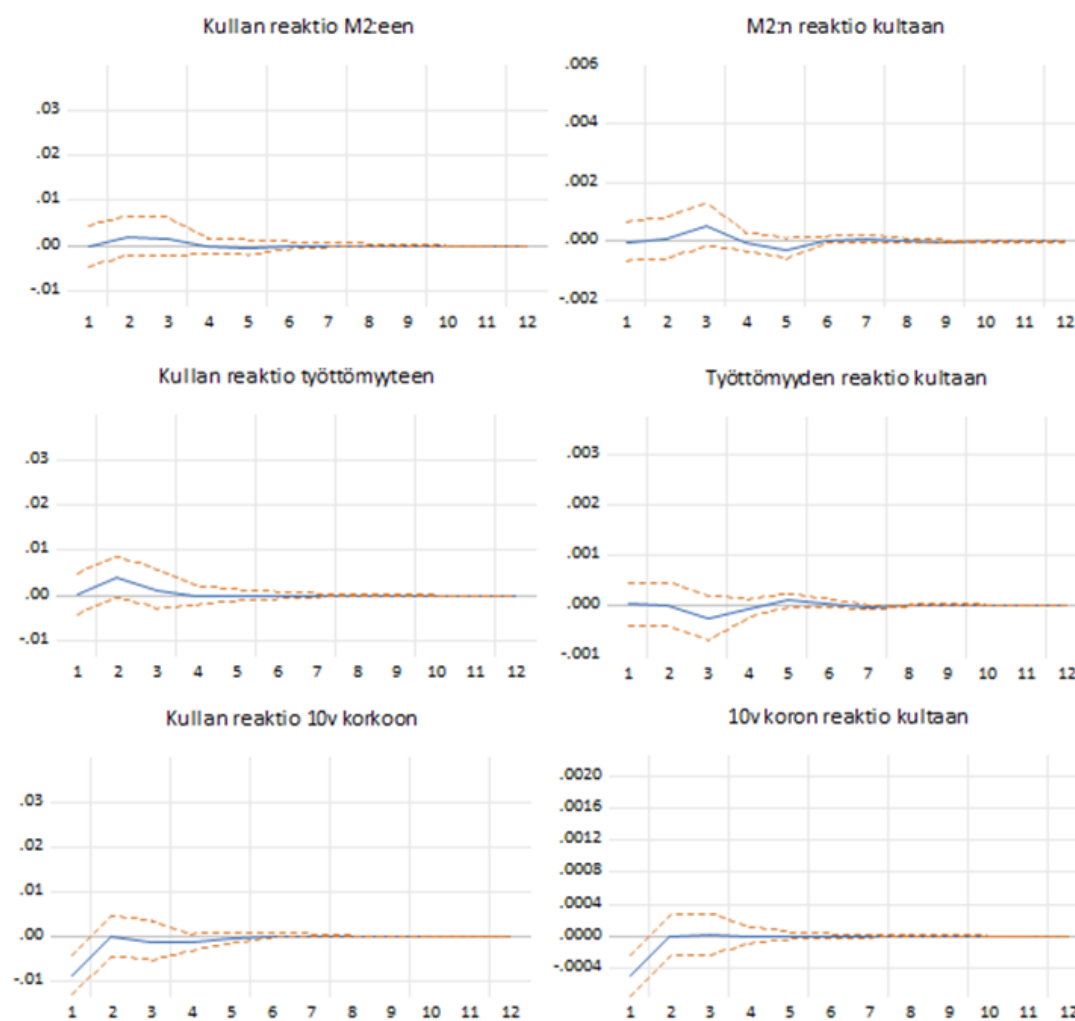
**Kuvio 28.** Impulssivastefunktioiden kuvaajat kullalle, 2 vuoden valtionvelan korolle ja korkoerolle ajanjaksolla 6/1976–12/1995.



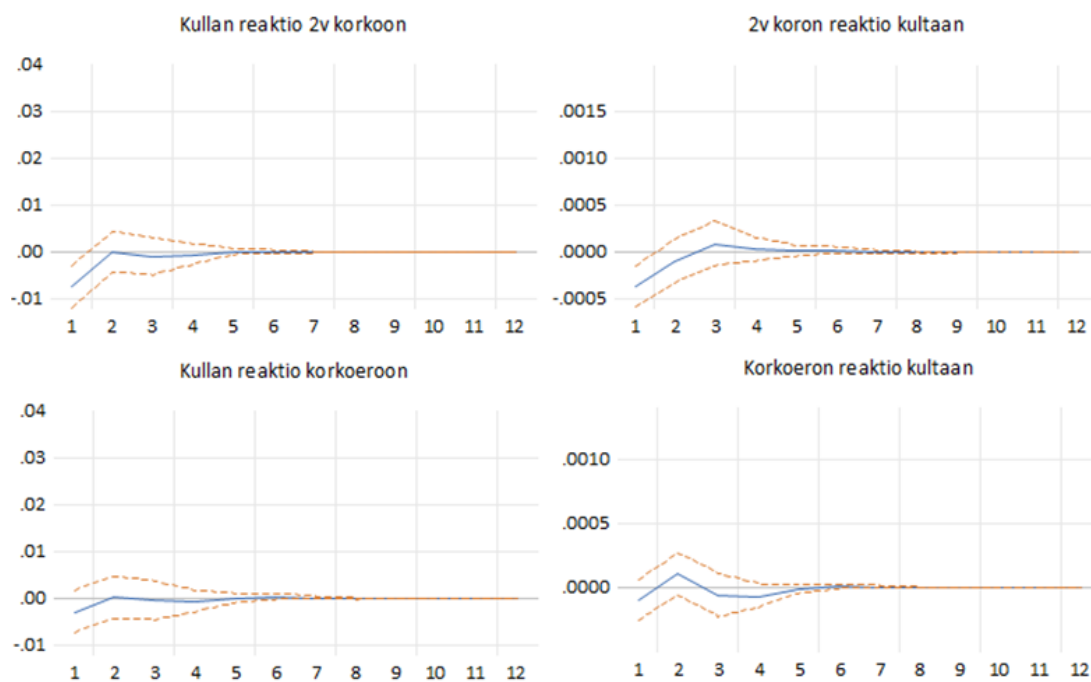
**Kuvio 29. Impulssivastefunktioiden kuvaajat kullalle, öljylle, Willshire 5000 -indeksille ja teollisuustuotantoindeksille ajanjaksolla 1/1996–6/2019.**



**Kuvio 30.** Impulssivastefunktioiden kuvaajat kullalle, kuluttajahintaindeksille (inflaatiolle), pankkien luotonannolle ja M1:lle ajanjaksolla 1/1996–6/2019.



Kuvio 31. Impulssivastefunktioiden kuvaajat kullalle, M2:lle, työttömyysasteelle ja 10 vuoden valtionvelan korolle ajanjaksolla 1/1996–6/2019.



**Kuvio 32. Impulssivastefunktioiden kuvaajat kullalle, 2 vuoden valtionvelan korolle ja korkoerolle ajanjaksolla 1/1996–6/2019.**